

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

École de gestion

Département de finance

Analyse de l'effet tournoi par contexte de marché
à l'aide de modèles conditionnels

Par

Catherine Deslauriers

Mémoire présenté au

Professeur Frank Coggins

En vue de l'obtention du grade de

Maître es science (M.Sc.)

Administration, concentration en finance

Décembre 2020

RÉSUMÉ

Ce mémoire vise à tester la présence de l'effet tournoi dans l'industrie des fonds communs de placement en contexte de marché convergent ainsi qu'à analyser la stratégie momentum, si existante, et son rapport avec l'effet tournoi en contexte de marché divergent. Afin de répondre à cette question, nous étudions les données quotidiennes de 27 594 fonds communs de placement sur la période allant de 1999 à 2016 et provenant de deux groupes de fonds : les petites et les grandes capitalisations ainsi que les fonds de type valeur et croissance. En contexte de marché convergent, soit lorsqu'il n'y a pas d'écart entre les indices de référence d'un même groupe, nous testons les hypothèses générales suivantes : les gestionnaires de portefeuille les moins performants après un semestre tendent à gérer leur portefeuille de manière plus risquée pour le second semestre afin d'améliorer leur classement, et à l'inverse, les gestionnaires les plus performants après le premier semestre tendent à minimiser leur risque par rapport à leur indice de référence et par rapport aux perdants de manière à protéger leur performance jusqu'à la fin de l'année. En situation de marché divergent, nous testons les hypothèses spécifiques que les fonds perdants tentent de répliquer les fonds gagnants afin de profiter d'un effet momentum en contexte de marché divergent favorable aux petites capitalisations (valeur), puis favorable aux grandes capitalisations (croissance). Pour ce faire, nous utilisons des tables de contingence et des tests de Friedman (1920) avec des mesures de risque réalisé et anticipé, ces dernières étant davantage liées aux intentions des gestionnaires. Les résultats de ces tests non paramétriques se montrent assez cohérents entre eux. En contexte de marché convergent, tels qu'attendus, ils suggèrent que l'effet tournoi est plus fréquent avec les mesures de risque anticipé que réalisé. Avec les modèles conditionnels, nos hypothèses générales de l'effet tournoi semblent confirmées pour le premier groupe de fonds, plus précisément pour les petites et les grandes capitalisations. La validation de nos prémisses de base dépend alors du modèle sur lequel se basent les mesures de risque (statique versus conditionnel) ainsi que des groupes de fonds. En contexte de marché divergent, alors que seul l'effet tournoi se manifeste en contexte de marché divergent favorable aux petites capitalisations (valeur), un comportement rationnel apparaît en contexte de marché divergent favorable aux grandes capitalisations (croissance), ce qui est conforme à la présence d'une stratégie momentum dans de telles situations. Toutefois, l'ambiguïté des résultats en fonction des diverses mesures de risque ne nous permet pas d'obtenir des conclusions précises pour chaque groupe en ce qui concerne cette stratégie.

MOTS-CLÉS : Effet tournoi, gestion de risque, performance, modèles conditionnels, comportement rationnel, stratégie momentum

TABLES DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	7
LISTE DES FIGURES	11
REMERCIEMENTS.....	12
INTRODUCTION	13
CHAPITRE I - REVUE DE LITTÉRATURE	16
1.1 L'EFFET TOURNOI	16
1.1.1 Le système de compensation sur le marché des fonds communs de placement..	16
1.1.2 Problème d'agence	17
1.1.3 Relation flux-performance.....	19
1.1.4 Hypothèses de l'effet tournoi	20
1.1.5 Importance de la fin de calendrier et implications	24
1.2 MODELES CONDITIONNELS	26
1.2.1 Limites des modèles traditionnels	26
1.2.2 Modèles conditionnels.....	28
1.2.4 Modèle GJR-GARCH	32
1.3 STYLES D'INVESTISSEMENT DES FONDS COMMUNS DE PLACEMENT.....	34
1.3.1 Système de classification des fonds communs de placement.....	34
1.3.3 Influence de l'effet tournoi sur les styles de fonds.....	37
1.3.4 L'effet momentum ou la persistance de la performance	37
1.3.4 Choix du type de fonds à l'étude	39
CHAPITRE II - OBJECTIFS DE RECHERCHE.....	41
2.1 SOUS-OBJECTIF 1 : ANALYSE DE L'ECART DE RENDEMENTS DES INDICES DE REFERENCE.....	41
2.2 SOUS-OBJECTIF 2 : ANALYSE DE LA GESTION DU RISQUE CHEZ LES GESTIONNAIRES DE PORTEFEUILLE PERDANTS ET GAGNANTS.....	42
2.3 SOUS-OBJECTIF 3 : TABLES DE CONTINGENCE ET TEST DE FRIEDMAN (1920)	43
CHAPITRE III - HYPOTHÈSES DE RECHERCHE.....	45
3.1 HYPOTHESES DE L'EFFET TOURNOI EN CONTEXTE DE MARCHE CONVERGENT	45
3.1.1 Hypothèses traditionnelles de l'effet tournoi.....	45

3.2 EFFET TOURNOI CONDITIONNEL A L'EVOLUTION DES MARCHES	46
3.2.1 Contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	47
3.2.3 Contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	48
CHAPITRE IV - MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE	50
4.1 ANALYSE DE LA PERFORMANCE RELATIVE DES INDICES DE REFERENCE.....	50
4.1.1 Modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015)	50
4.1.2 Description des facteurs.....	51
4.1.3 Analyse des écarts de rendements des indices de référence	53
4.2 DESCRIPTION DES MESURES DE RISQUE ET DES MODELES UTILISES.....	53
4.2.1 Variation du risque total (réalisé)	54
4.2.2 Variation du risque systématique (réalisé)	55
4.2.3 Variation du risque systématique (anticipé)	55
4.2.4 Variation du risque systématique global (anticipé)	58
4.2.5 Variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé)	60
4.3 TABLEAU DE CONTINGENCE.....	61
4.4 TEST DE FRIEDMAN (1920)	63
CHAPITRE V - DESCRIPTION DES DONNÉES.....	69
CHAPITRE VI - ANALYSE DES RÉSULTATS	73
6.1 ANALYSE DES ECARTS DE RENDEMENTS CUMULES DES INDICES DE REFERENCE ET CLASSEMENT DES CONTEXTES D'EVOLUTION DE MARCHÉ	73
6.1.1 Analyse de l'écart cumulé du facteur SMB	74
6.1.2 Analyse de l'écart cumulé du facteur HML	76
6.2 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS ET GAGNANTS AVEC DES TABLES DE CONTINGENCE DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ CONVERGENT ..	78
6.2.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé) ...	81
6.2.2 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé)	83
6.2.3 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (anticipé)	85
6.2.4 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé)	87
6.3 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS AVEC DES TABLES DE CONTINGENCE DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ DIVERGENT FAVORABLE AUX FCP-SCAP (VAL)	89

6.3.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé).....	91
6.3.2 Résultat des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP	93
6.3.3 Résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.	95
6.4 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS AVEC DES TABLES DE CONTINGENCE DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ DIVERGENT FAVORABLE AUX FCP-LCAP (GRO)	97
6.4.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé).....	99
6.4.2 Résultat des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP	101
6.4.3 Résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.	103
6.5 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS ET GAGNANTS AVEC DES TESTS DE FRIEDMAN (1920) DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ CONVERGENT	105
6.5.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé)	106
6.5.2 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé).....	108
6.5.3 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (anticipé).....	110
6.5.4 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé).....	112
6.6 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS AVEC DES TESTS DE FRIEDMAN (1920) EN CONTEXTE DE MARCHÉ DIVERGENT FAVORABLE AUX FCP-SCAP (VAL)	114
6.6.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé).....	116
6.6.2 Résultat des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP	118
6.6.3 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.	120
6.7 ANALYSE DE LA GESTION DE RISQUE DES GESTIONNAIRES PERDANTS AVEC DES TESTS DE FRIEDMAN (1920) EN CONTEXTE DE MARCHÉ DIVERGENT FAVORABLE AUX FCP-LCAP (GRO)	122
6.7.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé).....	124

6.7.2 Résultat des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP	126
6.7.3 Résultats des tests de Friedman (1920) de la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.	127
6.8 COMPARAISON DES RESULTATS DES DEUX TESTS NON PARAMETRIQUES	129
CHAPITRE VII - LIMITES ET AVENUES DE RECHERCHE.....	130
CONCLUSIONS.....	131
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	134
ANNEXE A – STATISTIQUES SOMMAIRES PAR ANNÉE.....	140
ANNEXE B – STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLÈTES DESTINÉES À L'ANALYSE DE L'ÉCART DE RENDEMENTS DES INDICES DE RÉFÉRENCE	144
ANNEXE C – TABLES DE CONTINGENCE PAR SOUS-PERIODE	146
ANNEXE D – TEST DE FRIEDMAN (1920) PAR SOUS-PERIODE	150

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 – Test de Friedman (1920) pour l’effet tournoi et la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL).....	65
Tableau 2 – Test de Friedman (1920) pour la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	68
Tableau 3 – Statistiques sommaires.....	71
Tableau 4 – Classement basé sur l’écart cumulé SMB et la prime de marché cumulée	74
Tableau 5 – Classement basé sur l’écart cumulé HML et la prime de marché cumulée.....	76
Tableau 6 – Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds avec les mesures de variation de risque sur l’ensemble de la période testée (1999-2016)	78
Tableau 7 – Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds avec les mesures de variation de risque en contexte de marché convergent.....	80
Tableau 8 – Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque total (réalisé) en contexte de marché convergent	81
Tableau 9 – Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique (réalisé) en contexte de marché convergent.....	83
Tableau 10 – Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique (anticipé) en contexte de marché convergent	85
Tableau 11 – Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché convergent	87
Tableau 12 – Résultats sommaires des tables de contingence par groupe de fonds pour tester l’hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL).....	90
Tableau 13 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	91
Tableau 14 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l’exposition au facteur de risque SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	93

Tableau 15 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	95
Tableau 16 – Résultats sommaires des tables de contingence par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	98
Tableau 17 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	99
Tableau 18 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	101
Tableau 19 – Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	103
Tableau 20 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par style de fonds avec les mesures de variation de risque en contexte de marché convergent.....	105
Tableau 21 – Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque total (réalisé) en contexte de marché convergent	106
Tableau 22 – Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique (réalisé) en contexte de marché convergent.....	108
Tableau 23 – Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique (anticipé) en contexte de marché convergent	110
Tableau 24 – Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché convergent	112
Tableau 25 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL).....	115
Tableau 26 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	116

Tableau 27 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	118
Tableau 28 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	120
Tableau 29 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	123
Tableau 30 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	124
Tableau 31 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	126
Tableau 32 – Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO).....	127
Tableau 33 – Statistiques sommaires des fonds de l'échantillon par année	140
Tableau 34 - Statistiques sommaires des indices de référence par année	142
Tableau 35 – Statistiques descriptives des facteurs SMB et HML en mi-année	144
Tableau 36 – Statistiques descriptives des facteurs SMB et HML en fin d'année.....	145
Tableau 37 – Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé) par style et par sous-période.....	146
Tableau 38 – Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé) par style et par sous-période	147
Tableau 39 – Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique (anticipé) par style et par sous-période.....	148
Tableau 40 – Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) par style et par sous-période.....	149

Tableau 41 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé) par style et par sous-période	150
Tableau 42 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé) par style et par sous-période	151
Tableau 43 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (anticipé) par style et par sous-période	152
Tableau 44 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé) par style et par sous-période	153
Tableau 45 – Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	153
Tableau 46 – Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	153
Tableau 47 – Résultats sommaires des test de Friedman (1920) par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)	153
Tableau 48 – Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)	153

LISTE DES FIGURES

Figure I – Lipper Classification Codes des fonds communs de placement	70
---	----

REMERCIEMENTS

Dans un premier temps, j'aimerais remercier mon directeur de recherche, le professeur Frank Coggins, pour ses conseils, son appui et sa disponibilité. Il s'est montré d'une aide précieuse en me guidant à travers ma recherche et en me transmettant ses connaissances ainsi que son intérêt pour la finance comportementale ou plus spécifiquement pour l'effet tournoi.

Ensuite, je tiens à remercier l'Université de Sherbrooke ainsi que la Chaire Desjardins en finance responsable pour leur soutien financier. Je suis grandement reconnaissante pour la bourse d'excellence du REMDUS qui m'a été octroyé et qui a contribué à ma réussite aux études supérieures. J'aimerais également remercier l'École de gestion pour leur apport financier grâce aux bourses à la maîtrise recherche, volet excellence et volet professeur émérite Étienne Bastin.

Enfin, je souligne le support de mes parents et de ma sœur qui a d'ailleurs été un modèle et une référence pour moi lors de la rédaction de ce mémoire. Merci à vous pour votre patience et votre aide.

INTRODUCTION

L'industrie des fonds communs de placement a connu d'importantes transformations au cours des dernières décennies. Dans son papier faisant la revue de l'évolution de ce secteur, Bogle (2005) souligne la variété et le nombre grandissant de fonds disponibles aux investisseurs ainsi que la croissance considérable de la taille de ce marché. Au-delà de ces caractéristiques, la vocation des compagnies de fonds mutuels elle-même a évolué. Auparavant, les principaux objectifs étaient de servir adéquatement les investisseurs et de rencontrer les standards de cette époque, tandis que maintenant, les institutions sont davantage axées sur la promotion des fonds et se caractérisent par une relation de ventes auprès des clients. Ce changement a donc amené une modification dans la gestion des fonds communs de placement, les comités d'investissement ayant cédé leur place aux gestionnaires de portefeuille.

Dorénavant, ceux-ci sont comparés les uns aux autres et classés en fonction de leur performance annuelle, ce classement représente d'ailleurs une partie importante du système de compensation en vigueur sur le marché selon Khorana (1996). La performance des gestionnaires de portefeuille dépend entre autres des rendements des fonds et de leur capacité à générer de nouveaux flux d'investissement. Chen et Pennachi (2009) soutiennent que c'est ce qui les rend compétitifs et les pousse à attirer de nouveaux fonds, bien que les gestionnaires perdants ne soient pas victimes de sorties de fonds pour autant.

Ainsi, motivés par le type de rémunération en fonction de la performance ou par leur compétitivité, les gestionnaires de portefeuille veulent bien se positionner dans le classement annuel des rendements. Puisque leur salaire y est en partie lié, ils sont portés à modifier leur comportement et leurs décisions d'investissement en fonction des rendements obtenus lors du premier semestre. Il s'agit alors de l'effet tournoi, un biais en finance comportementale qui peut devenir problématique du point de vue des investisseurs. Typiquement, l'effet tournoi suggère que les gestionnaires qui sous-performent en début d'année ont tendance à prendre davantage de risques que prévu afin d'éviter de demeurer

dans le bas du classement et de perdre leur emploi en fin d'année (Chevalier et Ellison, 1999). L'étude de Brown, Harlow et Starks (1996) est l'une des premières à fournir des preuves empiriques de ce phénomène et donne lieu à deux prémisses de base auxquelles nous nous référerons comme étant les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996) pour la suite de ce mémoire. De manière générale, d'un semestre à l'autre, les fonds perdants ont tendance à augmenter leur volatilité comparativement aux gagnants (hypothèse des fonds perdants) et les gagnants, déjà bien classés, sont portés à diminuer leur risque et à se ranger sur l'indice de marché en fin d'année afin de maintenir leur position et d'assurer leurs gains (hypothèse des fonds gagnants).

Par après, de nombreux écrits théoriques ont étudié l'effet tournoi en analysant les gestionnaires perdants et gagnants d'un semestre à l'autre dans le but d'observer ce biais comportemental. Certains appuient les conclusions de Brown et al. (1996), mais d'autres les contredisent. Entre autres, Taylor (2003) suggère que les fonds les plus performants augmentent davantage leur risque que leurs opposés au cours du deuxième semestre par anticipation des mouvements des fonds perdants. Basak et Makarov (2012) soutiennent que ces comportements se basent sur un modèle rationnel. Nous utiliserons le terme « comportement rationnel » pour nous référer à ce phénomène.

Ces études testent généralement l'effet tournoi par période ou par sous-périodes d'années. De notre côté, nous pensons que le contexte d'évolution de marché peut influencer l'effet tournoi, c'est pourquoi nous proposons d'innover en effectuant les diverses analyses par contexte. En testant l'effet tournoi spécifiquement pour les années où il n'y a pas d'écart significatif entre deux catégories d'actifs (marché convergent), nous éliminons les variations de risque attribuables au marché, ce qui semble plus adéquat pour capter une potentielle gestion de risque selon nous.

La nature concurrentielle de l'industrie des fonds communs de placement laisse place à des biais comportementaux tels que l'effet tournoi, mais également à la présence de stratégies basées sur l'effet momentum. Tel que décrit par Jegadeesh et Titman (1993), la

persistance de la performance suppose que les actifs qui ont bien performé un moment tendent à continuer leur bonne lancée dans les mois qui suivent et vice-versa. Dans le contexte de marché divergent, nous étudions alors la présence d'une stratégie momentum et son rapport avec l'effet tournoi, plutôt que le tournoi en soi. En effet, face à la variabilité des résultats dans la littérature existante, il devient intéressant de se questionner à savoir si la variation de risque observée au cours d'une année n'est pas plutôt liée à une réplication de la stratégie gagnante de la part des gestionnaires de portefeuille perdants effectuée dans le but de profiter d'un effet momentum favorable sur le marché.

À travers les recherches sur l'effet tournoi, les méthodologies diffèrent d'une étude à l'autre, notamment en ce qui a trait aux mesures de risque utilisées. La plupart d'entre elles proviennent de modèles d'évaluation des actifs statiques tels que le CAPM, mais nous pensons qu'il est pertinent d'utiliser aussi des mesures de risque anticipé basées sur des modèles conditionnels puisque celles-ci permettent de mieux capter les intentions des gestionnaires de portefeuille d'après Kempf, Ruenzi et Thiele (2009).

Ainsi, l'objectif de ce mémoire est de tester la présence de l'effet tournoi en contexte de marché convergent et d'analyser la stratégie momentum, si existante, et son rapport avec l'effet tournoi en contexte de marché divergent. Dans les deux situations, nous étudierons la gestion de risque des gestionnaires de portefeuille avec des mesures de risque réalisé et anticipé à l'aide de tables de contingence, communément utilisées dans la littérature, et de tests de Friedman (1920).

Ce mémoire est organisé en sept chapitres. Dans le chapitre I, nous débutons avec une revue de littérature de l'effet tournoi, des modèles conditionnels ainsi que des styles d'investissement de ces fonds, pour enchaîner ensuite avec nos objectifs et nos hypothèses de recherche dans les chapitres II et III. Puis, dans les chapitres IV et V, nous détaillons notre méthodologie et nos données pour en venir à l'analyse des résultats dans le chapitre VI. Pour terminer, les limites de notre étude sont présentées au chapitre VII.

CHAPITRE I REVUE DE LITTÉRATURE

1.1 L'effet tournoi

Dans cette section portant sur la littérature existante au sujet de l'effet tournoi en finance comportementale, il sera d'abord question des écrits théoriques approfondissant la manière dont le système de rémunération agit en tant qu'incitatif économique sur la performance des gestionnaires de portefeuille. Après avoir abordé le problème d'agence que ce système peut occasionner, nous soulignerons l'importance de la relation flux-performance des fonds pour les principales hypothèses de l'effet tournoi. Celles-ci mettront d'ailleurs en évidence les différentes théories relatives à ce phénomène, notamment celles en lien avec le comportement, la prise de décisions et la gestion de risque des gestionnaires de fonds en réponse aux incitations du marché. Nous terminerons en soulevant l'influence que peut avoir l'effet de fin de calendrier sur leur prise de risque.

1.1.1 Le système de compensation sur le marché des fonds communs de placement

Le système de rémunération en place sur le marché des fonds communs de placement fait en sorte que les gestionnaires de portefeuille reçoivent une compensation en fonction de la valeur des actifs sous gestion (Khorana, 1996). Ainsi, cette structure les incite à prendre des décisions et à gérer leurs fonds de manière à augmenter la valeur de ces actifs. Elle devient une incitation économique à modifier leurs comportements et leurs décisions en matière de gestion de risque. Les primes de rendement étant attribuées en partie en fonction des performances relatives à un indice de référence et/ou aux pairs, les gestionnaires de portefeuille sont encouragés à bien performer (Farnsworth et Taylor, 2006)¹. En effet, dû à ce système de rémunération, le marché des fonds communs de placement est comme « un tournoi dans lequel les fonds ayant des objectifs

¹ Ceux-ci montre toutefois que les primes de rendement sont davantage influencées par la performance de la firme elle-même.

d'investissement comparables sont en compétition les uns contre les autres² » (Brown, Harlow et Starks, 1996, p. 85). Dans leur étude, Brown et al. soutiennent que selon leur performance au cours du premier semestre, les gestionnaires de portefeuille tendent à modifier la composition de leur portefeuille dans le but d'obtenir la plus grande compensation possible. Il s'agit alors de l'effet tournoi. Dans un contexte financier, ce phénomène suit la même logique que dans un contexte sportif. À titre de comparaison entre le monde de la finance et celui du sport, certains auteurs comme Ehrenberg et Bognanno (1990) montrent que la performance des golfeurs est influencée par la structure de rémunération en vigueur dans l'association professionnelle. Il en va de même en ce qui a trait à la performance d'un gestionnaire de portefeuille sur le marché des fonds communs de placement.

Parmi les études ayant analysé l'effet incitatif d'un système de rémunération basé sur la performance annuelle des gestionnaires de portefeuille se trouvent, entre autres, Lazear et Rosen (1981) ainsi que Nalebuff et Stiglitz (1983). Lazear et Rosen (1981) ont d'abord montré que les tournois peuvent motiver les gestionnaires de portefeuille à fournir plus d'efforts et à modifier leur comportement en fonction de leurs propres intérêts économiques. Par la suite, Nalebuff et Stiglitz (1983) ont étudié l'impact du système de rémunération lorsqu'il y a asymétrie d'information dans l'économie. Leur étude aborde ainsi le problème d'agence, sachant que l'effet tournoi peut devenir problématique du point de vue des investisseurs.

1.1.2 Problème d'agence

Sous l'effet tournoi, ce ne sont plus les objectifs établis préalablement selon la politique de placement des fonds qui guident les décisions d'investissement et de gestion de risque des gestionnaires de portefeuille, mais plutôt leurs intérêts personnels. Dû entre autres à la structure de rémunération basée sur la performance, il existe un conflit d'intérêts entre les gestionnaires et les investisseurs et c'est ce qui donne lieu à un problème d'agence

² Traduction libre

sur le marché des fonds communs de placement. Selon Jensen et Meckling (1976), le concept se définit comme un contrat dans lequel une ou plusieurs personnes (le principal) embauchent une autre personne (l'agent) pour prendre des décisions en son nom.

Dans l'industrie des fonds communs de placement, le gestionnaire de portefeuille (l'agent) engagé pour gérer les fonds d'un investisseur (le principal) est incité à agir selon ses propres intérêts afin de protéger son emploi et sa réputation, mais aussi afin de maximiser ses propres profits plutôt que ceux de l'investisseur. Celui-ci a pour objectif de réaliser un bon rendement ajusté pour le risque, alors que le gestionnaire de portefeuille a pour but de maximiser la valeur et le rendement de ses fonds (Chevalier, 1997). Comme explication, Lambert (2001) soutient que les différences d'horizon de temps d'investissement et d'aversion au risque entre les gestionnaires (agent) et les clients (principal) sont en partie à l'origine de ces conflits d'intérêts³. Pour sa part, Khorana (1996) explique ces divergences par le fait que les meilleurs gestionnaires de portefeuille reçoivent une plus grande compensation en fin d'année due à un apport plus élevé de flux monétaires dans leurs fonds. Nous nous référerons à cette notion comme étant la relation flux-performance dans les parties subséquentes. En raison des nouvelles entrées de fonds, la valeur des actifs sous gestion croît, ce qui fait augmenter également la valeur de la rémunération monétaire pour les gestionnaires en question. Ainsi, les incitations économiques présentes sur le marché font en sorte que les gestionnaires de portefeuille prennent des décisions sur le court terme plutôt que sur le long terme comme le souligne Bogle (2005).

En analysant cette relation d'agence présente entre les compagnies de fonds communs de placement et les investisseurs, Chevalier et Ellison (1997) étudient le comportement et la prise de risque des gestionnaires. Ainsi, leur papier permet de documenter le problème du principal-agent sur le marché des fonds communs de placement en plus d'estimer la forme de la relation flux-performance.

³ Quatre causes du problème d'agence sont rapportées par Lambert (2001), les deux causes additionnelles, mais non mentionnées ci-haut, sont la possibilité d'aversion à l'effort de l'agent et la possibilité d'utiliser les ressources disponibles à des fins personnelles.

1.1.3 Relation flux-performance

Comme mentionné précédemment, une des incitations économiques pour les gestionnaires de portefeuille provient de la relation entre les flux d'investissement et la performance des fonds. Une forte relation entre la croissance des actifs et la performance passée des fonds a été démontrée par Ippolito (1992) et Hendricks, Patel et Zeckhauser (1993). Des papiers subséquents ont ensuite étudié la non-linéarité de cette relation flux-performance, c'est le cas de Gruber (1996), Chevalier et Ellison (1997), Goetzmann et Peles (1997) ainsi que Sirri et Tufano (1998).

D'après la littérature existante, les investisseurs choisissent des fonds qui ont récemment bien performé, spéculant que ces gagnants le resteront dans les prochaines années et que la performance future serait donc liée à la récente performance d'un fond. La constance de la performance des gestionnaires de portefeuille est cependant réfutée par Carhart (1997) ainsi que Christopherson, Ferson et Turner (1999), dont les études rejettent la théorie selon laquelle les performances passées puissent prédire les performances futures. Malgré tout, les investisseurs semblent baser leurs achats en partie sur cette variable et les nouveaux investissements se dirigent ainsi vers les fonds les plus performants plutôt que vers les fonds ayant moins bien performé au cours d'une même année⁴. De plus, plusieurs études montrent que les entrées d'argent dans les fonds gagnants se font bien plus rapidement que les sorties d'argent des fonds perdants. Effectivement, si des fonds s'avèrent perdants en fin d'année, les investisseurs démontrent un certain biais comportemental, soit l'aversion à la perte, lorsque vient le temps de vendre ces titres. Cela fait en sorte que les investisseurs sont attirés vers les fonds les plus performants sans nécessairement abandonner les fonds les moins performants, car cela cristalliserait leurs pertes (Goetzmann et Peles, 1997). Les résultats de Sirri et Tufano (1998) complètent cette étude en montrant que les flux d'investissement sont bel et bien influencés par la

⁴ Capon, Fitzsimons et Prince (1996) font ressortir d'autres facteurs, outre la performance, à l'origine des divers choix d'investissement. Il s'agit notamment des frais de transaction et de gestion, la réputation du gestionnaire, la famille de fonds, les recommandations médiatisées ou celles d'un ami. Leur article se distingue ainsi de la plupart des études antérieures qui ne considèrent que le risque et le rendement des fonds comme variables explicatives du comportement des investisseurs.

performance passée des fonds d'équité, mais que cette sensibilité n'est pas linéaire. D'après leurs conclusions, la relation flux-performance s'accroît avec la médiatisation des fonds et les efforts marketing. Puisque les médias mettent moins en évidence les fonds les moins performants, cela pourrait être à l'origine de la plus faible sensibilité des fonds perdants face à leur récente performance.

Chevalier et Ellison (1997), quant à eux, ont appliqué un modèle semi-paramétrique afin d'estimer l'effet de la performance passée des fonds sur les flux d'investissement dans les fonds eux-mêmes. L'étude conclut que les investisseurs choisissent généralement les fonds en fonction de leur performance historique tout en spécifiant que les récentes performances des fonds les plus âgés ont moins d'impact sur les choix d'investissement que celles des nouveaux fonds. En effet, dans leur approfondissement de la relation flux-performance, les auteurs concluent que la forme de la relation serait influencée par l'âge du fond. Ainsi, les flux entrants augmentent de manière importante pour les vieux fonds les mieux classés, mais les sorties monétaires ne diminuent pas pour autant pour ceux qui sont moins bien classés, contrairement aux nouveaux fonds. Vu les réactions des investisseurs aux informations disponibles au public, un fond peut augmenter ses flux entrants en ajustant le risque de son portefeuille. La non-linéarité de la relation entre la performance et les flux d'investissement dans les fonds communs de placement agit donc comme source de motivation à ajuster le niveau de risque des fonds et donne lieu aux principales hypothèses de l'effet tournoi.

1.1.4 Hypothèses de l'effet tournoi

Typiquement, l'effet tournoi suggère que les gestionnaires qui sous performent en début d'année ont tendance à prendre davantage de risques que prévu afin d'éviter de demeurer dans le bas du classement et de perdre leur emploi en fin d'année⁵. L'effet tournoi en tant que source d'efforts est amplement analysé dans la littérature, mais son impact sur

⁵ D'après une étude de Chevalier et Ellison (1999), une des préoccupations des gestionnaires de portefeuille est de conserver leur emploi.

la prise de risque l'est un peu moins. À ce sujet, Kritzman (1987), Starks (1987) et Grinblatt et Titman (1989) prouvent que le système de rémunération et de récompenses sur le marché des fonds communs de placement peut inciter les gestionnaires à modifier le risque de leurs portefeuilles au cours d'une même année. Nalebuff et Stiglitz (1983) soutiennent que l'effet tournoi peut inciter les gestionnaires de portefeuille à modifier leur aversion originale pour le risque et à prendre plus de risques afin d'améliorer leur performance annuelle. L'étude de Hvide (2002) montre en effet que si la récompense attribuée à la meilleure performance est importante en terme de dollars, cela crée un incitatif à prendre des risques pour les participants du tournoi.

Dans cette optique, Brown et al. (1996) ont été les premiers à fournir des preuves empiriques des hypothèses des fonds perdants et des fonds gagnants⁶. Les résultats de l'étude montrent qu'effectivement, les gestionnaires de portefeuille qui se retrouvent au bas du classement après le premier semestre tendent à prendre plus de risques au cours du deuxième semestre dans le but d'augmenter leur position dans le classement des performances. Ceci est d'autant plus vrai pour les nouveaux fonds et ceux qui étaient classés comme des fonds perdants depuis plusieurs années consécutives⁷. De manière générale, les fonds perdants ont donc tendance à augmenter leur volatilité comparativement aux gagnants (hypothèse des fonds perdants). De plus, les gagnants, déjà bien classés, auront tendance à se ranger sur l'indice de marché en fin d'année afin de maintenir leur position et d'assurer leurs gains (hypothèse des fonds gagnants). Ils peuvent anticiper les comportements des gestionnaires dans le bas du classement et augmenter leur risque, mais ce sera moindre comparé à l'augmentation effectuée par les perdants⁸.

⁶ L'étude empirique de Brown et al. (1996) repose sur l'évaluation des rendements mensuels de 334 fonds de type «croissance» de 1976 à 1991.

⁷ Ces distinctions sont plus importantes entre 1986 et 1991 où les investissements dans les fonds communs de placement ont connu une importante augmentation et où le nombre de nouveaux fonds a augmenté considérablement.

⁸ Toujours selon Brown et al., l'ajustement du niveau de risque dépend entre autres de l'information détenue par les gestionnaires de portefeuille en ce qui concerne les intentions et la gestion de risque des autres gestionnaires en réponse à leur classement semestriel respectif.

Une récente étude de Chen, Hughson et Stoughton (2018) suggère que la tendance des fonds gagnants à diminuer leur niveau de risque dépend de l'ampleur de leur avance par rapport aux autres fonds. Les résultats montrent que les fonds gagnants semblent diminuer leur risque après le premier semestre, mais les fonds perdants ne semblent pas augmenter le leur pour autant, ce qui contredit l'hypothèse des fonds perdants. Selon eux, la modification du comportement chez les gestionnaires de portefeuille serait un phénomène observable chez les gagnants plutôt que chez les perdants et ces derniers maximiseraient leur niveau de risque tout au long du tournoi plutôt que seulement durant le deuxième semestre. Qiu (2003), quant à lui, réfute les deux hypothèses principales de l'effet tournoi en montrant que les fonds perdants prennent moins de risques au fil de l'année et que certains fonds gagnants augmentent leur niveau de risque.

Ainsi, la littérature existante fournit des preuves parfois contradictoires concernant l'effet tournoi. Il faut toutefois noter que la méthodologie ou la fréquence des données utilisées varient selon les études. À titre d'exemple, Busse (2001) rejette l'effet tournoi, mais ses analyses portent sur des données quotidiennes comparativement à d'autres auteurs comme Brown et al. (1996), Koski et Pontiff (1999) et Chevalier et Ellison (1997) qui se sont basés sur des rendements mensuels afin d'analyser l'effet tournoi. Tout comme Bollen et Busse (2001) et Goetzmann, Ingersoll et Ivkovic (2000), Busse (2001) soutient que les données mensuelles, couramment utilisées dans la littérature, seraient moins puissantes et moins appropriées pour étudier la performance des fonds communs de placement⁹. L'étude suggère que les données analysées devraient être journalières plutôt que mensuelles puisqu'elles permettent de capter la dynamique des transactions courantes et d'estimer la volatilité des fonds de manière plus précise. Selon l'auteur, les écarts-types estimés sur une base mensuelle sont biaisés en raison de l'autocorrélation des rendements journaliers. Cette autocorrélation en tant que source de biais est également soutenue par Gorjaev, Nijman et Werker (2005). Ceux-ci montrent cependant que les tests de l'effet tournoi effectués à partir de rendements mensuels sont plus résistants à ce biais que ceux basés sur les données

⁹ Goetzmann et al. (2000) et Bollen et Busse (2001) étudient la capacité des gestionnaires de portefeuille à réaliser du «market timing». Selon eux, la mensualité des données ne capte pas adéquatement ce phénomène puisque les décisions à ce sujet sont généralement prises sur une base quotidienne et non mensuelle.

quotidiennes. Selon Busse (2001), l'autocorrélation des rendements quotidiens, de même que le fait de négliger la corrélation croisée dans les rendements des fonds pourraient être à l'origine de la variation des conclusions relatives à l'effet tournoi, l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996) étant rejetée lorsque des données journalières sont utilisées dans le cadre de son étude.

Toutefois, Chen et Pennachi (2009) prétendent que le rejet de l'effet tournoi conclu par Busse (2001) ou même Gorjaev et al. (2005) est non justifié vu l'emploi de l'écart-type des rendements comme mesure de risque plutôt que l'écart-type de l'erreur de suivi. Bien que ce soit également le cas de nombreuses études empiriques analysant le changement de risque d'un fond, les auteurs soutiennent qu'une telle mesure de risque n'est pas adéquate pour tester les hypothèses sur lesquelles repose l'effet tournoi. Un gestionnaire de portefeuille peut en effet augmenter l'écart-type de l'erreur de suivi sans toutefois faire varier la volatilité des rendements. Les études empiriques devraient donc se baser sur l'écart-type des erreurs de suivi pour que les études montrant l'absence de l'effet tournoi puissent être considérées comme des preuves du rejet des principales hypothèses à cet effet.

Pour compléter les écrits théoriques, Cullen, Gasbarro, Monroe et Zumwalt (2012) se sont questionnés à savoir si le changement de niveau de risque d'un portefeuille était intentionnel ou s'il s'agissait plutôt d'un retour vers la moyenne des risques. Leurs résultats montrent que plusieurs fonds modifient volontairement la variance de l'erreur de suivi ainsi que la variance des rendements. Aussi, il semble y avoir plus de fonds qui diminuent intentionnellement leur risque que de fonds qui l'augmentent, mais cette tendance varie dans le temps. Karoui et Meier (2015) constatent toutefois que le pouvoir des gestionnaires sur la volatilité de leur portefeuille semble limité.

Kempf et Ruenzi (2008), quant à eux, étudient l'effet tournoi à l'intérieur des familles de fonds. L'étude suggère qu'en plus de la compétition traditionnellement rapportée par Brown et al. (1996), il y aurait également une compétition intrafirme dans le but d'occuper une place dans le haut du classement de performance des gestionnaires de

portefeuille d'une famille de fonds. En d'autres mots, les gestionnaires sont en compétition les uns contre les autres à l'intérieur de leur propre firme ainsi qu'à l'intérieur d'une même famille de fonds. Leurs résultats montrent que dans les grandes familles, l'hypothèse des fonds perdants semble tenir. Toutefois, il en va autrement dans les petites familles où ce sont plutôt les gagnants qui augmentent leur risque, ce qui invalide la seconde hypothèse de l'effet tournoi dans ce cas-ci. Il semble donc y avoir certaines interactions stratégiques dans les petites familles de fonds et l'importance de cette interaction semble diminuer plus le nombre de joueurs augmente. L'intérêt du gestionnaire et sa capacité à modifier le risque du portefeuille peuvent varier notamment en fonction de l'âge et de la taille des fonds selon Brown et al. (1996) et Chen et Pennachi (2009). L'ajustement du niveau de risque dépend également de certains facteurs tels que le temps.

1.1.5 Importance de la fin de calendrier et implications

À la lumière de ces conclusions, les incitations à garder du risque non systématique dans un portefeuille sont influencées par la position des fonds par rapport à un indice de référence en fin de calendrier. Lakonishok, Shleifer, Thaler et Vishny (1991) étudient l'évidence du « window dressing » et montrent l'importance de la fin d'année pour procéder à l'évaluation des gestionnaires de portefeuille¹⁰. Leurs résultats empiriques montrent que le réarrangement du portefeuille est plus susceptible d'arriver dans la fin du quatrième trimestre que dans la fin de n'importe quel autre trimestre. D'ailleurs, ce phénomène s'accroît lorsqu'il est question de fonds de petite taille.

Plusieurs écrits théoriques se réfèrent encore une fois au monde du sport pour étudier et illustrer l'importance de la fin de calendrier. Entre autres, Ozbeklik et Smith (2017) montrent que dans les sports individuels tels que le golf, le retard en terme de pointage est le facteur déterminant dans la prise de risque d'un golfeur en fin de match, ce qui n'est pas le cas nécessairement en début de match, où il s'agit plutôt de la force de ses

¹⁰ L'étude porte sur l'évaluation des gestionnaires de portefeuille de fonds de pension plutôt que de fonds communs de placement.

concurrents. D'un côté, les joueurs qui tirent de l'arrière en fin de match ont tendance à augmenter leur niveau de risque sachant qu'ils doivent rattraper un grand retard pour en sortir avec la victoire. Cette hausse du niveau de risque en fin de compétition s'explique par le fait que plus le match avance, plus la probabilité de victoire diminue si les retardataires demeurent passifs dans leur style de jeu et dans leur prise de décisions. D'un autre côté, il est possible que les meneurs, quant à eux, veuillent s'assurer de maintenir leur avance en demeurant plutôt conservateurs, la prise de risque supplémentaire n'étant pas nécessaire pour eux.

Toutefois, selon Nieken et Sliwka (2008), l'augmentation du niveau de risque par des joueurs qui ne sont pas si loin dans le classement peut inciter les meneurs à prendre plus de risques si le résultat est parfaitement corrélé à la prise de risque. En d'autres mots, le comportement et la prise de décisions des gestionnaires de portefeuille dépendent de l'ampleur de leur avance dans le classement et de la corrélation entre les résultats et les stratégies risquées. C'est d'ailleurs ce qui donne lieu à une autre hypothèse liée à l'effet tournoi en finance comportementale. Soutenue entre autres par Taylor (2003), cette hypothèse suggère que les fonds gagnants augmentent leur risque au cours du deuxième semestre par anticipation des mouvements futurs des fonds perdants.

Plus précisément, Taylor (2003) examine l'effet de la performance en mi-année sur la prise de risque des gestionnaires de fonds communs de placement dans deux contextes de tournoi différents, l'un où les gestionnaires actifs connaissent la composition des portefeuilles des gestionnaires passifs, qui répliquent un indice de référence public, et l'autre où les gestionnaires actifs compétitionnent les uns contre les autres, donc où aucun d'entre eux ne connaît la composition des portefeuilles adverses¹¹. Les résultats obtenus à soutiennent l'hypothèse de l'effet tournoi traditionnel de Brown et al. (1996) dans le premier cas, mais la contredisent dans le second cas. Ainsi, les conclusions de l'auteur suggèrent qu'à l'équilibre, lorsque les compositions des portefeuilles et la stratégie des

¹¹ À noter que Taylor (2003) pose comme hypothèse sous-jacente que tous les gestionnaires ont accès à la même information. Or, selon Palomino (2005), qui étudie l'impact de l'asymétrie d'information basé sur le modèle théorique de Taylor (2003), ce ne serait pas nécessairement le cas.

autres gestionnaires sont inconnues, la probabilité de choisir une stratégie risquée est plus élevée chez les gagnants que chez les perdants. En d'autres mots, les gagnants tendent à augmenter leur risque au cours du deuxième semestre par anticipation d'un tel comportement de la part des perdants. Les perdants, quant à eux, tendent au contraire à le diminuer en prévision de la stratégie haussière des gestionnaires adverses. Les paramètres de ce papier correspondent à un scénario dans lequel tous les gagnants (perdants) en mi-année décident conjointement de leur stratégie d'investissement.

Dans le même ordre d'idée, Basak et Makarov (2012) étudient aussi l'influence de la performance intermédiaire sur la prise de risque des gestionnaires de portefeuille, mais leur scénario suppose que ces derniers agissent seuls et reconnaissent qu'ils sont en compétition avec un nombre élevé d'adversaires. Les auteurs suggèrent un modèle rationnel qui s'oppose à l'effet tournoi traditionnel de Brown et al (1996). D'après ce modèle, à l'équilibre, les gestionnaires gagnants choisissent des portefeuilles plus risqués que les perdants d'un semestre à l'autre, conformément aux résultats de Taylor (2003).

1.2 Modèles conditionnels

Afin de tester les principales hypothèses de l'effet tournoi, il est nécessaire d'utiliser un modèle d'évaluation des actifs adéquat et efficace. Ainsi, la prochaine section présentera dans un premier temps les limites des modèles les plus fréquemment utilisés pour tester les diverses théories présentées précédemment. Il sera ensuite question des modèles conditionnels d'évaluation de la performance pour finalement en venir aux modèles à variance conditionnelle GARCH standard et GJR-GARCH.

1.2.1 Limites des modèles traditionnels

Même si le sujet fait l'objet de plusieurs études théoriques et pratiques, la performance des gestionnaires de portefeuille demeure à ce jour difficile à évaluer de manière précise et juste. Plusieurs modèles d'évaluation des actifs financiers sont utilisés

dans la littérature, le plus traditionnellement employé est celui du CAPM statique tel que présenté par Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) et Black (1972) et qui se définit comme suit :

$$E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_m) - R_F] \quad (1)$$

Le CAPM standard repose sur plusieurs hypothèses de base, dont celle de l'efficience des marchés. Dans ce modèle, $E(R_i)$ représente l'espérance de rendement du titre i , R_F le taux sans risque, β_i l'exposition au risque systématique du titre i et $[E(R_m) - R_F]$ la prime de risque du marché considérant que R_m correspond au rendement du marché. Il s'agit donc d'une approche statique où l'espérance de rendement est une fonction linéaire positive du bêta. Or, Chen, Roll et Ross (1986) montrent que le rendement est influencé par plusieurs autres variables explicatives¹². Ne considérer que le bêta du marché pour évaluer la performance d'un actif financier représente donc une approche quelque peu réductrice. D'ailleurs, plusieurs études empiriques contredisent cette relation linéaire positive et mettent en doute sa validité. C'est le cas de Fama et French (1992), dont les résultats présentent une forte relation entre les rendements moyens et la taille, le levier, le ratio E/P et B/M, mais pas avec le bêta du marché. Dans ce papier, ils soulignent le manque de pertinence de cette variable pour expliquer les rendements moyens des portefeuilles. Ainsi, en réponse au CAPM standard, ces derniers proposent plutôt un modèle à trois facteurs intégrant l'effet de taille et l'effet de valeur comme variables explicatives supplémentaires¹³. Par la suite, ils proposent un modèle à quatre et finalement à cinq facteurs en y ajoutant la prime de risque liée à la profitabilité des opérations ainsi que celle liée à l'investissement (Fama et French, 2015). Avec ce récent modèle, tous les facteurs semblent pertinents sauf HML qui semble s'intégrer aux deux nouveaux facteurs. À noter toutefois, à la défense du CAPM classique, que ce modèle implique un problème économétrique puisqu'il nécessite l'estimation des différents bêtas.

¹² D'après Chen, Roll et Ross (1986), les variables économiques significatives dans l'évaluation de l'espérance de rendement sont entre autres la production industrielle, la variation de la prime de risque et de la structure à terme des taux d'intérêt ainsi que l'inflation non-anticipée et anticipée durant les périodes de grande volatilité.

¹³ L'influence du levier et du ratio E/P semble être intégrée aux facteurs de taille et de valeur, c'est pourquoi ils ne sont pas inclus comme variables distinctes dans le modèle.

De plus, d'autres études soutiennent que si le bêta d'un titre ou d'un portefeuille et la prime de risque de marché sont corrélés, l'approche statique ne tient plus. Jagannathan et Wang (1996) soutiennent en effet que le CAPM dans sa version statique est invalide lorsqu'il y a covariance entre ces deux variables. Dans leur étude, ces derniers ont donc utilisé un modèle d'espérance de rendement incluant un facteur associé au contexte économique en plus d'élargir la prime de risque de marché.

Bref, les mesures de risque réalisées se basent sur les rendements espérés non conditionnels et ne tiennent pas compte du fait que le rendement espéré et le risque puissent varier dans le temps. Il s'agit d'une des limites principales de l'approche statique reconnue notamment par Jensen (1972) et Grant (1977). Ainsi, de plus en plus de chercheurs utilisent les mesures de risque anticipé, basées sur des modèles conditionnels, puisque cet outil de mesure de performance permettrait de distinguer les variations de risque de la performance des fonds contrairement aux méthodes non conditionnelles qui les confondent.

1.2.2 Modèles conditionnels

De nombreux auteurs favorisent l'utilisation de modèles conditionnels en raison de ces insuffisances des modèles traditionnels. En plus de Jagannathan et Wang (1996), Chan et Chen (1988), Ferson et Qian (2004) soutiennent que ces modèles sont plus appropriés et permettent de révéler des tendances que les méthodes classiques ne sont pas en mesure de faire ressortir. Ils soulignent également la pertinence d'utiliser des bêtas conditionnels en contexte financier. De telles mesures de risque permettraient notamment de mieux évaluer l'espérance de rendement et de risque en fonction des fluctuations économiques présentes sur le marché et de mieux comparer les performances des fonds. Aussi, elles mettent en évidence la dynamique risque-rendement.

Plusieurs études montrent que les bêtas varient à travers le temps. C'est le cas notamment de Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) et Ferson et Harvey (1991). Ainsi,

basés sur cette théorie, Ferson et Schadt (1996) tentent d'évaluer la performance des gestionnaires de fonds lorsque les bêtas des portefeuilles gérés activement varient en fonction du temps. Les bêtas sont donc dynamiques et peuvent varier selon des variables d'informations publiques prédéterminées pour tenir compte des différentes variations dans le temps. Selon leur approche conditionnelle, le modèle empirique du CAPM devient :

$$R_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p,t}^m (Z_{t-1}) r_{m,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

Où le bêta n'est plus un paramètre, mais une fonction des variables macroéconomiques (Z_{t-1}). Dans ce modèle conditionnel, $\beta_{p,t}^m (Z_{t-1})$ se définit de la manière suivante :

$$\beta_{p,t}^m (Z_{t-1}) = b_0 + \beta' (z_{t-1}) \quad (3)$$

Où (z_{t-1}) correspond au vecteur des déviations des variables macroéconomiques par rapport à leur valeur moyenne. Quant aux autres paramètres, b_0 correspond à une constante dans l'équation du bêta qui représente le bêta conditionnel moyen et β' est le vecteur des coefficients qui mesurent la sensibilité des bêtas conditionnels aux variables macroéconomiques. En combinant les équations (2) et (3), le processus de diffusion des rendements devient :

$$R_{p,t} = \alpha_p + b_0 r_{m,t} + b_1 [z_{1,t-1} \otimes r_{m,t}] + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

Selon Ferson et Schadt (1996), un alpha conditionnel positif signifie que le gestionnaire de portefeuille a réalisé un rendement moyen supérieur à celui d'autres stratégies dynamiques¹⁴. Leurs résultats montrent qu'il y a une différence significative entre les alphas selon le modèle utilisé. Selon la théorie de portefeuille, si le portefeuille de référence est optimal en terme de moyenne-variance, l'alpha sera de 0, mais les évidences à ce sujet sont souvent contradictoires. À titre d'exemple, Jensen (1968) et Elton, Gruber et Hlavka (1993) ont montré qu'en moyenne, les alphas non conditionnels des fonds communs de placement sont négatifs, ce qui est totalement contraire aux résultats de l'étude

¹⁴ Cette interprétation est également proposée par Hansen et Jagannathan (1991).

d'Ippolito (1989). Les résultats de Ferson et Schadt (1996) présentent également un alpha négatif avec les méthodes traditionnelles, mais montrent qu'avec une approche conditionnelle, les gestionnaires de portefeuille paraissent mieux puisque la courbe de distribution de leurs performances se déplace vers la droite. L'infériorité de la méthode traditionnelle peut être attribuable au fait qu'elle ne tient pas compte de la covariation négative entre les bêtas et le rendement du marché, tandis qu'en intégrant les variables d'informations, cela permet de contrôler cette variation.

Les principales conclusions de leur étude touchent non seulement la performance des fonds, mais aussi l'évolution de leur niveau de risque. D'après leurs résultats, la gestion active des fonds peut modifier l'exposition au risque des portefeuilles à travers le temps et les bêtas des fonds communs de placement semblent corrélés avec les variables d'information publique. D'ailleurs, l'utilisation de telles variables est statistiquement et économiquement significative. Bref, l'approche conditionnelle prend en considération la dynamique des rendements espérés et permet ainsi de pallier les insuffisances des modèles statiques. Ces modèles conditionnels se basent sur des variables d'information macroéconomiques alors que d'autres modèles, comme les modèles GARCH, conditionnent les mesures de risque à l'aide de l'information financière contenue dans les termes d'erreur passés.

1.2.3 Modèle à variance conditionnelle GARCH (p, q)

Certains modèles supposent que la variance d'une série temporelle est constante et que les résidus sont homoscedastiques, c'est le cas des modèles traditionnels ARIMA par exemple. Or, les séries financières présentent des données très volatiles que ces modèles ne peuvent pas prendre en considération sous ces conditions. C'est dans le but de combler cette lacune que les modèles ARCH (q) et GARCH (p, q) ont été développés. Brièvement, ces approches permettent de mesurer et d'analyser une série temporelle dont la variance est hétéroscédastique.

En effet, Engle (1982) a d'abord proposé de modéliser les résidus hétéroscédastiques d'un fond par un modèle multiplicatif $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$, où v_t représente un bruit blanc au temps t , c'est-à-dire une variable aléatoire évoluant indépendamment de la composante hétéroscédastique conditionnelle, soit la fonction h_t . C'est d'ailleurs cette variance conditionnelle du résidu qui est modélisée de façon autorégressive grâce à l'équation temporelle suivante :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (6)$$

Où α_0 et α_i sont des paramètres constants. Ce modèle est connu sous le nom de ARCH (q). Le modèle GARCH, présenté pour la première fois par Bollerslev (1986), représente la suite logique du modèle ARCH. Dans ce modèle, qui suppose les mêmes conditions qu'ARCH, la variance h_t se modélise de cette façon :

$$h_t = \alpha_0 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (7)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (8)$$

Où α_0 , β_j et α_i sont des paramètres constants. Les modèles à variance conditionnelle, dans lesquels la variance n'est plus constante, ont pour but de contrôler l'hétéroscédasticité observable dans les rendements des titres financiers. À noter qu'avant de modéliser la variance conditionnelle, il faut avant tout modéliser les rendements à l'aide de l'équation du niveau moyen (mean-equation). Lorsque la variance conditionnelle est intégrée dans cette équation, le modèle obtenu est alors appelé ARCH-M (Engle, Lilien et Robins, 1987)¹⁵. Il s'agit d'une des multiples adaptations des méthodes GARCH

¹⁵ L'équation du niveau moyen est : $Y_t = X_t' \theta + \varepsilon_t$ et lorsque la variance conditionnelle y est intégrée l'équation devient $Y_t = X_t' \theta + \lambda h_t + \varepsilon_t$. Dans ces modèles, les résidus hétéroscédastiques sont exprimés selon les propositions d'Engle (1982) présentées ci-haut et suivent une loi normale de moyenne 0 et de variance h_t .

traditionnelles développées dans le but de mieux prédire la variance du cours des actifs sur le marché boursier.

Bien que les modèles GARCH soient plus adaptés aux problématiques financières actuelles que les modèles traditionnels, ils présentent certaines lacunes en ce qui concerne notamment l'intégration de l'asymétrie de l'impact des nouvelles sur la variance. En effet, peu importe son signe, le terme d'erreur du modèle GARCH standard influence la volatilité de la même manière puisqu'il est mis au carré dans l'équation de la variance conditionnelle. Or, considérant qu'une nouvelle positive n'a pas le même impact qu'une nouvelle négative sur la volatilité d'un actif, l'équation nécessite une correction. Ainsi, plusieurs modèles ont été développés afin de permettre cette asymétrie. Engle et Ng (1993) ont testé plusieurs des modèles GARCH modifiés à cet effet et ont conclu que le GJR-GARCH était probablement le plus approprié d'entre eux.

1.2.4 Modèle GJR-GARCH

Les résultats empiriques présentés dans la littérature en ce qui concerne la relation intertemporelle entre le risque et le rendement sont contradictoires. La variabilité des conclusions à ce sujet peut potentiellement s'expliquer par la variabilité des modèles utilisés par les différents auteurs, certains ayant recours au modèle GARCH standard alors que d'autres utilisent des modèles modifiés. Pour leur part, Glosten, Jagannathan et Runkle (1993) soutiennent que le modèle GARCH standard serait insuffisant pour capter les propriétés d'une série temporelle représentant les rendements excédentaires d'un groupe d'actifs. Ils proposent donc quelques modifications à la méthode GARCH traditionnelle. Leur modèle Threshold GARCH, auquel nous nous référerons comme étant le modèle GJR-GARCH, est reconnu principalement pour permettre les asymétries dans l'équation de variance conditionnelle qui se présente comme suit :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \quad (9)$$

Où h_t correspond à la volatilité estimée au temps t et I_t^- représente un indicateur ou une variable muette binaire variant selon la valeur des termes d'erreurs ε_t . En effet, $I_t^- = 1$ si $\varepsilon_t < 0$ et $I_t^- = 0$ autrement. Ce modèle assume donc que l'effet de ε_t sur la variance conditionnelle varie selon sa valeur (positive ou négative). Si l'indicateur prend une valeur nulle en raison d'une bonne nouvelle ($\varepsilon_t > 0$), c'est le troisième terme en entier qui devient nul et l'impact sur la variance est alors de α_i . À l'opposé, si l'indicateur prend la valeur 1 en raison d'une mauvaise nouvelle ($\varepsilon_t < 0$), l'impact sera de $\alpha_i + \gamma_i$. Dans ce cas, si $\gamma_i > 0$, la volatilité augmentera nécessairement, en fait, dès que $\gamma_i \neq 0$, l'effet sera asymétrique. Les chocs négatifs ont donc un plus grand impact sur la volatilité des rendements des actifs d'un fonds que les chocs positifs. À noter toutefois que les variances obtenues à l'aide de tels processus sont biaisées en raison de cette asymétrie des réponses aux chocs, c'est pourquoi nous les avons exclues de notre analyse de risque anticipé, de même que les modèles GARCH traditionnels. Nous n'utiliserons donc aucun modèle à variance conditionnelle de ce type dans ce mémoire.

En résumé, les mesures non conditionnelles sont davantage associées au risque réalisé d'un portefeuille, alors que leurs équivalents conditionnels correspondent davantage au risque anticipé. Ces dernières mesures s'ajustent en effet aux nouvelles informations macroéconomiques, et devraient par conséquent être liées davantage aux intentions des gestionnaires de portefeuille, tel que soutenu par Kempf et al. (2009). Dans notre recherche, nous utiliserons à la fois les modèles traditionnels et les modèles conditionnels, donc nos analyses se baseront sur des mesures de risque réalisé et anticipé. Celles-ci nous permettront de déterminer si les gestionnaires de portefeuille modifient leur risque afin de tester les diverses hypothèses de l'effet tournoi. Entre autres, le bêta conditionnel de Ferson et Schadt (1996) nous permettra de mesurer la variation de l'exposition au risque d'un portefeuille d'un semestre à l'autre. Sachant que les types de fonds présentent des risques différents, elles permettront également de déterminer si ces changements de risque potentiels se reflètent à travers les styles d'investissement des fonds communs de placement et si tel est le cas, d'identifier la tendance du changement.

1.3 Styles d'investissement des fonds communs de placement

Les hypothèses de l'effet tournoi reposent sur les notions de risque et de rendement. Ces variables sont étroitement liées au style d'investissement des fonds puisque chaque style de fonds est associé à un objectif de rendement et à un risque différent. Il est alors pertinent d'aborder plus amplement le système de classement des différents styles de fonds communs de placement. Dans cette section, nous présenterons d'abord le système de classification en question et les problématiques qui l'entourent. Ensuite, nous expliquerons la provenance des difficultés associées à ce système dans le contexte de l'effet tournoi, l'intérêt de l'effet momentum et des contextes de marché, pour finir avec le choix du type de fonds le plus adéquat à analyser aux fins de cette étude.

1.3.1 Système de classification des fonds communs de placement

De façon générale, les fonds communs de placement sont classés par groupes distincts en fonction de leurs objectifs d'investissement ou d'après le type d'actifs qu'ils contiennent. Traditionnellement, l'approche utilisée pour évaluer le style d'investissement était celle du « portfolio-based style analysis », communément appelée PFSA. Cette méthode classe les fonds en fonction de leurs titres et de leurs caractéristiques, ce qui suppose que les actifs détenus à une certaine période le sont toujours au moment de l'analyse. Par la suite, Sharpe (1992) a développé une technique plus pratique et moins couteuse, soit celle du « returns-based style analysis » (RBSA). Ce modèle analyse plutôt les rendements passés afin de déterminer l'exposition au risque des fonds communs de placement à l'étude, ce qui suppose toutefois que le style d'investissement demeure fixe au cours de la période d'estimation.

Les études sont assez contradictoires en ce qui concerne l'identification de la meilleure méthode de classification. D'abord, Rekenthaler, Gambere et Charlson (2006) montrent que le modèle PFSA est plus précis dans le classement des styles d'investissement actuels et futurs. Puis, DeRoos, Nijman et Ter Horst (2004) confirment que le PFSA prédit

mieux la composition future des portefeuilles, mais que le RBSA semble mieux pour anticiper les rendements futurs sur une échéance d'un an. Ces résultats s'opposent à ceux obtenus par Chan, Chen et Lakonishok (2002). Certains auteurs soutiennent quant à eux que les deux méthodes présentent des résultats semblables et sont substituables, c'est le cas notamment de Hardy (2003) et de Lieberman (1996).

Le système de classification, peu importe la méthode, permet de diviser les fonds communs de placement en différentes catégories associées à divers niveaux de risque. Ainsi, ce classement permet de simplifier les décisions des investisseurs en présentant des fonds qui respectent leur aversion au risque et qui répondent à leurs besoins en matière de flux monétaires et de rendement. Un bon classement est nécessaire afin de respecter la politique de placement et les objectifs des investisseurs, mais également afin de pouvoir comparer efficacement les fonds d'une même catégorie et les gestionnaires de portefeuille entre eux. Pour que l'analyse soit valide, il faut que les fonds soient bien classés et qu'ils le demeurent, ce qui n'est pas toujours une chose facile.

1.3.2 Difficultés liées à la classification des fonds

En effet, le regroupement des fonds peut s'avérer difficile et parfois arbitraire en ce qui a trait à leur délimitation. La croissance considérable de l'industrie des fonds communs de placement rapportée par Bogle (2005) au cours des dernières décennies a contribué à augmenter les difficultés en matière de classement des fonds. La définition d'une catégorie peut s'avérer assez large et laisse donc place à beaucoup de latitude de la part des gestionnaires de portefeuille en matière de gestion des actifs. Plusieurs ambiguïtés résident dans la manière de classer les fonds et l'absence de consignes spécifiques rend difficile le maintien de ceux-ci dans une certaine catégorie. C'est pourquoi le classement des fonds, mais aussi les décisions qui les concernent, varient à l'intérieur d'un même groupe. En fait, plusieurs auteurs soutiennent que le système de classement communément employé sur le

marché des fonds communs de placement n'est pas adéquat et devrait être amélioré¹⁶. C'est le cas notamment de DiBartolomeo et Witkowsky (1997), Kim, Shukla et Tomas (2000) et Brown et Goetzmann (1997).

D'abord, DiBartolomeo et Witkowsky (1997) croient qu'un système de classement basé sur les caractéristiques des fonds est trop arbitraire et que les diverses informations comme le ratio valeur aux livres sur valeur marchande ne sont pas aussi facilement accessibles que les rendements historiques. Dans leur étude, ils établissent donc un système de classement basé sur les rendements plutôt que sur les caractéristiques afin de déterminer la proportion des fonds qui sont mal classés¹⁷. Les résultats montrent que 40% des fonds sont mal définis à un certain niveau. Pour Kim, Shukla et Tomas (2000), il s'agit plutôt de la moitié des fonds¹⁸. À noter que DiBartolomeo et Witkowski (1997) utilisent les rendements pour classer les fonds (RBSA), tandis que Kim et al. (2000) utilisent, en plus des rendements, d'autres attributs sur lesquels se basent les investisseurs pour allouer le capital. Le fait d'utiliser des attributs supplémentaires permet de tenir compte de plus d'aspects en lien avec les comportements des gestionnaires de portefeuille, dont l'influence est notable sur le rendement des fonds.

Bref, la classification des fonds communs de placement est importante pour les investisseurs, les gestionnaires de portefeuille et les chercheurs, car les fonds d'une même catégorie se doivent d'être comparables. L'ambiguïté du système de classement semble être l'une des causes menant à de nombreuses erreurs de regroupement des fonds et l'effet tournoi pourrait en être une autre d'après certaines études.

¹⁶ Les fonds communs de placement sont généralement classés parmi les groupes suivants : «croissance», «croissance agressive», «croissance-revenu», «revenu», «international» et «petite capitalisation».

¹⁷ Le but de leur étude est d'examiner le système actuel et non de proposer une nouvelle méthodologie de classement comparativement à Brown et Goetzmann (1997) qui proposent une méthodologie qui pourrait prédire la dispersion future des rendements mieux qu'avec les objectifs d'investissement.

¹⁸ Kim et al. (2000) ont utilisé une analyse basée sur les attributs des fonds afin de les classer. Ils ont eu recours à un total de 20 attributs : 7 caractéristiques, 8 styles d'investissement et 5 mesures risque-rendement.

1.3.3 Influence de l'effet tournoi sur les styles de fonds

Selon DiBartolomeo et Witkowsky (1997), les difficultés liées à la classification des types de fonds proviennent du système de classement imprécis, mais aussi du système de compensation en vigueur dans l'industrie des fonds communs de placement. Tel qu'expliqué précédemment dans la section portant sur l'effet tournoi, puisque les gestionnaires de portefeuille sont rémunérés et récompensés en fonction de leur performance, ceux-ci peuvent être portés à modifier leur prise de décisions en matière de gestion de risque et à investir dans des titres qui n'ont pas nécessairement les mêmes objectifs de placement ni le même niveau de risque que le reste de leur portefeuille. Ainsi, les gestionnaires peuvent avoir tendance à augmenter le risque de leur portefeuille par désir de performance supérieure. Cette explication est également appuyée par Brown et Goetzmann (1997), mais réfutée par l'étude de Kim et al. (2000), dans laquelle la majorité des fonds qui dévient de leurs objectifs initiaux se dirigent vers des niveaux de risque moins élevés plutôt que vers des niveaux plus élevés. Face à la variabilité des résultats des différentes études concernant la gestion de risque des fonds communs de placement, il devient intéressant de se questionner à savoir si la variation de risque observée au cours d'une année se base réellement sur la relation risque-rendement, comme sous l'effet tournoi, ou si elle n'est pas plutôt liée à une tentative des gestionnaires de portefeuille de répliquer la stratégie gagnante et de profiter d'un effet momentum favorable sur le marché.

1.3.4 L'effet momentum ou la persistance de la performance

L'effet momentum suppose que les actifs qui ont bien (mal) performé durant une certaine période de temps continuent leur bonne (mauvaise) lancée dans les mois qui suivent. Parmi les grandes études à documenter l'effet momentum, nous retrouvons Jegadeesh et Titman (1993), qui ont d'abord testé le phénomène avec des actions américaines du NYSE et de l'AMEX de 1965 à 1989. Leur étude montre que les actions les plus performantes sur une période de trois à douze mois ont tendance à continuer de bien performer au cours des trois à douze mois suivants. Puis, dans une étude suivante

(Jegadeesh et Titman; 2001), ces mêmes auteurs ont démontré le même effet, toujours avec les actions américaines, mais pour la période allant de 1990 à 1998 cette fois.

L'effet momentum a été largement étudié et prouvé à travers divers marchés, dont celui des fonds communs de placement¹⁹. Parmi les études réalisées dans cette industrie spécifiquement, Grinblatt et Titman (1992) démontrent la persistance de la performance, tandis que Brown et Goetzmann (1995) trouvent que l'effet momentum est surtout observable en raison des fonds perdants, ce qui indiquerait surtout les fonds à éviter.

Selon Bollen et Busse (2005), il s'agit d'un phénomène observable à court terme lorsque les fonds sont évalués à plusieurs reprises au cours d'une seule et même année. L'effet momentum et sa durée éphémère sont appuyés par d'autres auteurs tels que Carhart (1997). D'ailleurs, en intégrant un facteur momentum à son modèle d'évaluation des rendements des actifs, ce dernier observe la disparition de la persistance de la performance des fonds à rendement élevé, ce qui suggère que la surperformance des fonds gagnants soit attribuable à l'effet momentum tel que décrit par Jegadeesh et Titman (1993). En d'autres mots, les meilleurs fonds semblent maintenir leur supériorité simplement en détenant des actifs ayant bien fait récemment. Les résultats de Grinblatt, Titman et Wermers (1995) pointent dans la même direction et révèlent que la persistance à court terme provient des stratégies de gestion dynamique basées sur l'effet momentum lui-même, et non des compétences des gestionnaires de portefeuille, comme le soutiennent d'autres études. En moyenne, en achetant des actions gagnantes, mais sans nécessairement vendre les perdantes, les gestionnaires ayant récemment bien performé présentent des rendements supérieurs aux autres fonds d'après leur recherche.

¹⁹ L'effet momentum a aussi été étudié dans les marchés internationaux. Par exemple, Rouwenhorst (1998) prouve l'efficacité de l'effet momentum pour les actions des marchés européens. Les stratégies basées sur ce phénomène se montrent profitables pour les douze pays développés analysés dans son article, et ce, pour une durée moyenne d'un an. Ses résultats montrent que la persistance de la performance est inversement lié à la taille des entreprises, bien qu'elle ne soit pas exclusive aux petites entreprises. Toutefois, certains pays développés ne présentent pas d'effet momentum dans leur marché boursier, c'est le cas du Japon d'après l'étude de Chui, Titman et Wei (2000). Ce serait aussi le cas de plusieurs autres pays asiatiques selon l'analyse de Griffin, Ji et Martin (2003) réalisée à travers 40 pays du monde entier.

En adoptant de telles stratégies momentum, les gestionnaires de portefeuille perdants tentent d'imiter les fonds gagnants, ce qui peut modifier la composition des portefeuilles. Par exemple, si les gagnants d'une certaine période appartiennent à un style moins risqué et qu'on suppose une persistance de leur performance, les perdants peuvent tenter d'imiter les fonds gagnants en achetant plus de titres à faible risque et en vendant ceux à haut risque. Il devient alors pertinent d'analyser l'écart de rendements observé entre les indices de référence de deux types de fonds opposés afin de déterminer le style qui est favorisé et les stratégies qui en découlent dans un contexte de marché divergent. Dans le cas où il n'y a aucun écart significatif entre les indices, donc dans un marché convergent, aucun style n'est favorisé, donc il convient mieux de tester l'effet tournoi plutôt que les stratégies momentum.

Ainsi, ces changements causés par l'effet tournoi ou par les stratégies momentum peuvent faire en sorte qu'un fond qui était classé dans la catégorie croissance en début d'année par exemple ne le soit plus nécessairement en fin d'année, bien qu'il soit considéré comme tel. L'effet tournoi et l'effet momentum ont alors une influence notable sur les styles de fonds en raison de la modification de la composition des portefeuilles qui en résulte. D'après la littérature, certains fonds semblent plus adéquats que d'autres pour tester les hypothèses de l'effet tournoi spécifiquement et l'impact potentiel sur les styles d'investissement.

1.3.4 Choix du type de fonds à l'étude

La plupart des études portant sur l'effet tournoi, toutes hypothèses confondues, utilisent des fonds de style croissance, c'est le cas par exemple d'Ippolito (1992), de Brown et al. (1996), de Koski et Pontiff (1999) et de Busse (2001). D'après Brown et al. (1996), ces fonds sont beaucoup médiatisés par la presse financière et ce sont les fonds les plus suivis publiquement. De plus, il s'agit du style de fonds le plus propice à prendre des positions risquées (McDonald, 1974), ce qui est pertinent pour tester les hypothèses de l'effet tournoi. Chen et Pennachi (2009), pour leur part, étudient des fonds d'équité de style

croissance ou croissance-revenu et mixte²⁰. Les auteurs mentionnent l'importance d'utiliser un indice de référence différent selon le style de fonds à l'étude afin d'éviter d'identifier des différences de performances attribuables au style, ce qui arriverait si le même indice était utilisé pour tous les types de fonds. C'est donc ce que nous ferons dans le cadre de notre étude. Puis, parmi les études traitant plus spécifiquement des styles d'investissement, celle de Kim et al. (2000) montre que les fonds internationaux sont généralement les mieux classés, ce qui devient moins intéressant dans le cadre de notre étude, le but étant de détecter un changement dans l'exposition au risque des fonds et donc potentiellement un changement dans les styles. Basés sur la littérature existante, pour notre recherche, nous avons opté pour quatre styles de fonds. Ceux-ci sont mentionnés dans le chapitre III suivant.

Comme il a été mentionné précédemment, les mesures de risque utilisées par Sharpe (1992) dans son approche RBSA sont discutables puisqu'elles supposent la stabilité des styles d'investissement à travers le temps. C'est pourquoi, en plus des mesures de risque réalisé, nous utilisons également des mesures de risque anticipé basées sur des modèles conditionnels. Ces dernières permettent de tenir compte des variabilités dans les styles d'investissement.

²⁰ Les fonds de style mixte se caractérisent par un changement de style.

CHAPITRE II

OBJECTIFS DE RECHERCHE

Ce mémoire a pour objectif principal de tester la présence de l'effet tournoi dans l'industrie des fonds communs de placement en contexte de marché convergent ainsi que d'analyser la stratégie momentum, si existante, et son rapport avec l'effet tournoi en contexte de marché divergent. Dans ce dernier cas de figure, il s'agit d'étudier la potentielle gestion de risque des gestionnaires de portefeuille perdants, basée sur la réplication de la stratégie gagnante, et sa relation avec l'effet tournoi. Notre analyse innove et complète la littérature existante au sujet de ce biais comportemental en utilisant des contextes de marché plutôt que des sous-périodes de temps. Les deux groupes de fonds communs de placement à l'étude sont ceux de petites et de grandes capitalisations boursières (FCP-SCAP et LCAP) ainsi que ceux de type valeur et croissance (FCP-VAL et GRO). Pour y arriver, le premier sous-objectif consiste à analyser l'écart de rendements des indices de référence dans chacun de ces groupes au cours du premier semestre afin d'évaluer les conditions de marché dans lesquelles se retrouvent les fonds à l'étude. Ensuite, le second sous-objectif vise à étudier le comportement des gestionnaires de portefeuille perdants et gagnants au cours du deuxième semestre d'une année en utilisant des mesures de risque réalisé et anticipé. Puis, le dernier sous-objectif cherche à analyser la gestion de risque des gestionnaires de portefeuille à l'aide de tests non paramétriques tels que des tables de contingence et des tests de Friedman (1920).

2.1 Sous-objectif 1 : Analyse de l'écart de rendements des indices de référence

D'abord, il est nécessaire d'étudier la performance et plus précisément l'écart de rendements entre les indices de référence d'un même groupe de fonds afin de déterminer le contexte de marché dans lequel le risque des portefeuilles évolue. Les hypothèses de notre recherche, présentées dans le chapitre suivant, relèvent de la performance relative de ces indices ainsi que des styles de fonds eux-mêmes. En effet, puisque les FCP-SCAP (VAL) sont associés à un risque plus élevé que les FCP-LCAP (GRO), un écart de rendements entre les indices de référence peut altérer la pondération des actifs à l'intérieur d'un

portefeuille et par conséquent, modifier le niveau de risque en fonction du contexte d'évolution du marché. Ainsi, il s'agit de comparer les performances des indices de référence de petites capitalisations (SCAP) et de grandes capitalisations (LCAP), de même que ceux de type valeur (VAL) et croissance (GRO), au cours du premier semestre afin de déterminer envers quel style de fonds la différence de rendements, si présente, se montre favorable ou défavorable. Le but est d'analyser les variations de risque pouvant découler directement d'un contexte de marché divergent entre deux catégories d'actifs (SCAP vs LCAP et VAL vs GRO), soit une situation qui nous permettrait plus difficilement d'identifier des échantillons pour mesurer l'effet tournoi.

2.2 Sous-objectif 2 : Analyse de la gestion du risque chez les gestionnaires de portefeuille perdants et gagnants

Une fois la performance relative des indices de référence évaluée, nous désirons étudier le comportement des gestionnaires de portefeuille selon le contexte de marché dans lequel ils se trouvent. D'abord, dans un contexte de marché convergent, nous voulons analyser les perdants et les gagnants afin de tester nos prémisses générales de recherche fondées sur les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996). Celles-ci sont présentées de manière détaillée au prochain chapitre et testent la présence de l'effet tournoi.

Comme expliqué dans la revue de littérature, sous l'effet tournoi, les gestionnaires de portefeuille qui se retrouvent dans le bas du classement de performance après le premier semestre tendent à augmenter leur risque par rapport aux gagnants alors que ceux qui se retrouvent dans le haut du classement, par rapport aux perdants, tendent plus spécifiquement à répliquer leur indice de marché (Brown et al., 1996). Toutefois, par anticipation du comportement des perdants, les gagnants peuvent décider d'augmenter leur niveau de risque au cours du deuxième semestre afin de ne pas se laisser déclasser (Taylor, 2003 et Basak et makarov, 2012). Il s'agit d'un comportement stratégique rationnel opposé à l'effet tournoi.

Puis, dans un contexte de marché divergent, nous désirons étudier plus spécifiquement le comportement des gestionnaires perdants afin d'analyser si la variation de risque observée reflète une stratégie momentum visant à profiter d'une persistance de la performance. Basés sur l'effet momentum, les perdants tendent à répliquer la stratégie des gagnants au cours du deuxième semestre afin de monter dans le classement de performance. Si un tel comportement est observable, nous désirons alors étudier son rapport avec l'effet tournoi. Le sous-objectif 2 vise donc à analyser la gestion de risque des gestionnaires de portefeuille au cours du second semestre selon la performance relative des indices de référence au cours du premier semestre de l'année.

À noter que différentes mesures de variation de risque sont utilisées afin d'analyser le comportement des gestionnaires de portefeuille selon les hypothèses testées. En contexte de marché convergent, afin de tester les hypothèses générales relatives à l'effet tournoi, nous utilisons la variation du risque total et la variation du risque systématique. Ces deux mesures sont utilisées dans un contexte non conditionnel (risque réalisé), puisqu'elles sont couramment employées dans la littérature. Seule la seconde mesure est également utilisée dans un contexte conditionnel (risque anticipé) afin de mieux capter les intentions des gestionnaires de portefeuille. Aussi, nous utilisons une nouvelle mesure de risque propre à ce mémoire, c'est-à-dire la variation du risque systématique global (anticipé). En contexte de marché divergent, afin de tester les hypothèses spécifiques de la stratégie momentum et de son rapport à l'effet tournoi, nous utilisons plutôt la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) (anticipé) comme mesure de risque, en plus de la variation du risque systématique global (anticipé). Celles-ci sont décrites en totalité dans la méthodologie au chapitre IV.

2.3 Sous-objectif 3 : Tables de contingence et test de Friedman (1920)

Finalement, comme le font la plupart des études portant sur l'effet tournoi, nous testons la gestion de risque des gestionnaires de portefeuille perdants et gagnants grâce à des tables de contingence. Un tel outil permet de mesurer la fréquence d'observations dans

un échantillon donné et c'est ce qui permet de valider ou de réfuter la présence de l'effet tournoi dans les fonds à l'étude, que ce soit ceux de petites et de grandes capitalisations ou ceux de valeur et de croissance. Le fait que ce tableau soit couramment utilisé dans les écrits théoriques permet de comparer aisément les résultats de notre étude avec ceux de la littérature existante.

Pour plus de précision quant à l'étude du comportement des gestionnaires de portefeuille, nous utilisons un autre test non paramétrique, soit le test de Friedman (1920) qui sert à vérifier la concordance des rangs d'une période à l'autre. Il permet d'analyser la variation de risque des fonds de manière plus détaillée que la méthode précédente. Encore une fois, ce sont des mesures de risque réalisé et anticipé qui sont utilisées pour ces tests.

CHAPITRE III HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

3.1 Hypothèses de l'effet tournoi en contexte de marché convergent

Dans cette section, nous présentons nos hypothèses générales de recherche concernant la gestion de risque des gestionnaires de portefeuille plus particulièrement lorsque les marchés convergent. Précisément pour ce contexte, soit lorsqu'il n'y a pas d'écart de rendements significatifs entre les indices de styles en cours d'année, ceci revient à analyser l'effet tournoi tel que décrit dans la littérature existante. Ainsi, nous testons les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996), c'est-à-dire celles des fonds perdants et des fonds gagnants. Celles-ci sont présentées avec des mesures de risque réalisé et anticipé, davantage liées aux intentions des gestionnaires.

3.1.1 Hypothèses traditionnelles de l'effet tournoi

Hypothèses des perdants²¹ :

- Hypothèses concernant la **variation de risque** des fonds perdants (en moyenne)
 - Variation du risque total : $E(\Delta RT_{\text{PERDANTS}}) > E(\Delta RT_{\text{GAGNANTS}})$
 Pour la deuxième période, les perdants haussent plus leur risque total (réalisé) que les gagnants.
 - Variation du risque systématique : $E(\Delta RS_{\text{PERDANTS}}) > E(\Delta RS_{\text{GAGNANTS}})$
 Pour la deuxième période, les perdants haussent plus leur risque systématique (réalisé et anticipé) que les gagnants.
 - Variation du risque systématique global : $E((\Delta RSG_{\text{PERDANTS}}) > E(\Delta RSG_{\text{GAGNANTS}})$
 Pour la deuxième période, les perdants haussent plus leur risque systématique global (anticipé) que les gagnants.

²¹ Les hypothèses concernant les fonds gagnants sont inverses et complémentaires à celles fonds perdants en ce qui concerne les hypothèses traditionnelles. Elles ne sont toutefois pas décrites explicitement de manière à éviter les doublons. De manière générale, les gagnants diminuent davantage leur risque que les perdants.

Ceci s'appliquera tant aux FCP-SCAP et LCAP qu'aux FCP-VAL et GRO. Les hypothèses traditionnelles de Brown et al (1996) soutiennent que les perdants augmentent davantage leur risque que les gagnants au cours du deuxième semestre de l'année, et vice-versa. S'il s'agit plutôt des gagnants qui augmentent davantage leur risque après le premier semestre, cela suggère un comportement rationnel conforme aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012).

À noter qu'un contexte d'évolution de marché convergent représente un meilleur contexte pour tester l'effet tournoi. En effet, sans les changements naturels d'exposition au risque attribuables au marché, les tests des hypothèses traditionnelles de l'effet tournoi se montrent plus précis pour capter les modifications dans le comportement des gestionnaires de portefeuille en matière de gestion de risque directement. C'est pourquoi en situation divergente, nous ne testons pas l'effet tournoi en tant que tel, mais bien la présence d'une stratégie momentum et son rapport avec ce tournoi. Nous ne testons pas non plus l'effet momentum en soi, puisque nous n'analysons pas la persistance de la performance, mais bien la variation de risque qui reflèterait une stratégie visant à profiter d'un tel phénomène.

3.2 Effet tournoi conditionnel à l'évolution des marchés

Cette section décrit nos hypothèses de recherche spécifiques quant à l'idée que les fonds perdants tentent de répliquer les fonds gagnants en contexte de marché divergent. Par exemple, lorsque les indices SCAP et LCAP (VAL et GRO) montrent un écart de rendements significatif, les fonds perdants tentent davantage de s'exposer au style des fonds gagnants. Notre hypothèse basée sur l'effet momentum sera d'abord présentée dans le cas où les rendements des indices SCAP (VAL) excèdent ceux de LCAP (GRO), puis dans la situation inverse.

3.2.1 Contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Lorsque les indices SCAP (VAL) performant mieux que leurs fonds opposés, il est possible d'observer un écart de rendements qui avantage les FCP-SCAP (VAL) au détriment des FCP-LCAP (GRO). Ainsi, dans de telles circonstances, ces derniers fonds pourraient être tentés d'augmenter davantage leur risque ou leur exposition de manière à copier la stratégie gagnante en profitant d'un effet momentum. Voici nos hypothèses qui s'y rapportent :

La stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL):

Hypothèses concernant la **variation de risque** des fonds perdants (en moyenne)

- Variation du risque systématique global : $E(\Delta RSG_{\text{PERDANTS}}) > E(\Delta RSG_{\text{GAGNANTS}})$
Pour la deuxième période, le risque systématique global (anticipé) des FCP-LCAP (GRO) perdants augmente plus que celui des FCP-SCAP (VAL) gagnants parce qu'ils répliquent la stratégie gagnante.

- Variation de l'exposition au facteur SMB (HML) :
 $E(\Delta^+ \beta_{\text{PERDANTS, SMB (HML)}}) > E(\Delta^+ \beta_{\text{GAGNANTS, SMB (HML)}})$
L'exposition au facteur SMB (HML) des FCP-LCAP (GRO) perdants augmente davantage que celle des FCP-SCAP (VAL) gagnants parce qu'ils répliquent la stratégie gagnante.

*Dans un tel cas, les perdants augmentent davantage leur risque que les gagnants, ce qui concorde avec l'effet tournoi.

3.2.3 Contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Lorsque les indices LCAP (GRO) performant mieux que leurs fonds opposés, il est possible d'observer un écart de rendements qui avantage les FCP-LCAP (GRO) au détriment des FCP-SCAP (VAL). Ainsi, dans de telles circonstances, ces derniers fonds pourraient être tentés de diminuer davantage leur risque ou leur exposition de manière à copier la stratégie gagnante en profitant d'un effet momentum. Voici nos hypothèses qui s'y rapportent :

La stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Hypothèses concernant la **variation de risque** des fonds perdants (en moyenne)

- Variation du risque systématique global : $E((\Delta RSG_{PERDANTS}) > E(\Delta RSG_{GAGNANTS})$
 Pour la deuxième période, le risque systématique global des FCP-SCAP (VAL) perdants diminue plus que celui des FCP-LCAP (GRO) gagnants parce qu'ils répliquent la stratégie gagnante.
- Variation de l'exposition au facteur SMB (HML) :
 $E(\Delta \beta_{PERDANTS, SMB (HML)}) > E(\Delta \beta_{GAGNANTS, SMB (HML)})$
 L'exposition au facteur SMB (HML) des FCP-SCAP (VAL) perdants diminue davantage que celle des FCP-LCAP (GRO) gagnants parce qu'ils répliquent la stratégie gagnante.

Bref, en situation de marché divergent, nos deux hypothèses spécifiques de recherche sont : la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL) et la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO). Selon ces hypothèses, les fonds perdants tentent de répliquer les fonds gagnants de manière à profiter d'un effet momentum. Ainsi, il est possible que l'effet tournoi soit appuyé, comme dans la première situation, mais il pourrait également y avoir des comportements allant dans le sens

opposé. Par exemple, si la différence de rendements avantage les FCP-LCAP (GRO), les FCP-SCAP (VAL) peuvent tenter de réduire leur risque ou leur exposition, ce qui entraînerait une diminution du niveau de risque des perdants plutôt que l'augmentation attendue selon l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al (1996).

Nos hypothèses de recherche, tant générales que spécifiques, dépendent donc de la performance relative des indices de référence et du type de fonds analysé. Pour tester chacune d'entre elles, nous réalisons des tables de contingence ainsi que des tests de Friedman (1920) en utilisant des mesures de risque réalisé et anticipé, mais les résultats devraient se montrer plus concluants avec les mesures de risque anticipé vu leur précision plus accrue. Le chapitre suivant présente la méthodologie utilisée afin de tester ces hypothèses et d'atteindre nos trois sous-objectifs de recherche.

CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

4.1 Analyse de la performance relative des indices de référence

L'analyse de l'écart de rendements entre les indices SCAP et LCAP (VAL et GRO) est essentielle pour tester nos hypothèses recherche. En effet, cette étape préalable permet de déterminer le contexte dans lequel les divers styles de fonds évoluent. Cette section expliquera d'abord le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) pour ensuite décrire plus précisément les facteurs utilisés dans ce modèle et dans notre recherche. Nous terminerons en abordant la façon dont ils nous permettent d'analyser la performance relative des indices de référence et ainsi d'atteindre le sous-objectif 1.

4.1.1 Modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015)

Dans le cadre de notre recherche, les quatre indices de référence associés à chacun des quatre styles de fonds à l'étude sont construits comme par Fama et French (2015) dans leur modèle à cinq facteurs (2x3). Celui-ci représente une version améliorée de leur modèle à trois facteurs (Fama et French, 1993) dont l'équation est la suivante :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,m} r_{m,t} + \beta_{i, SMB} SMB_t + \beta_{i, HML} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Où $R_{i,t}$ correspond à la prime de rendement du fonds i ($r_i - r_f$) au temps t , $r_{m,t}$ à la prime de rendement de l'indice de référence du fonds i au temps t ($r_m - r_f$) et $\varepsilon_{i,t}$ à un résidu de moyenne nulle. Le facteur SMB_t («*Small Minus Big*») se définit comme la différence entre les rendements des indices SCAP et LCAP, tandis que le facteur HML_t («*High Minus Low*») se définit comme la différence entre les rendements des indices VAL et GRO. À noter que l'indice de valeur est associé à un ratio valeur comptable sur valeur marchande (VC/VM) élevé alors que l'indice de croissance est associé à un ratio faible.

Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) permet de capter la relation entre le rendement moyen et la taille d'un fonds en terme de capitalisation boursière, de même que la relation entre le rendement moyen et son ratio VC/VM. Toutefois, les preuves de Novy-Marx (2013) et de Titman, Wei et Xie (2004) montrent que la rentabilité et l'investissement peuvent s'ajouter à la description des rendements moyens, ce qui en ferait un modèle insuffisant.

Suite à ces évidences, les auteurs ont ajouté des facteurs de rentabilité et d'investissement à ce modèle pour le compléter. La formule comprenant les cinq facteurs en question s'écrit comme suit :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,m} r_{m,t} + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,RMW} RMW_t + \beta_{i,CMA} CMA_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Où RMW_t représente la prime de rendement liée à la profitabilité des opérations et CMA_t la prime de rendement liée à l'investissement. Les autres variables se définissent de la même manière qu'à l'équation (10). À noter que la prime de rendement du marché et chacun des facteurs incluent tous les titres du NYSE, AMEX et NASDAQ. De plus, même si le modèle à cinq facteurs corrige certaines lacunes du modèle à trois facteurs, il ne demeure pas sans faille pour autant.

4.1.2 Description des facteurs

Comme mentionné précédemment, les cinq facteurs de Fama et French (2x3) requièrent la construction d'un portefeuille indiciel associé à chacun des quatre styles de fonds. Pour notre recherche, nous travaillons avec les indices faits à partir de six portefeuilles formés sur la taille et le ratio VC/VM (2x3), de six portefeuilles formés sur la taille et la rentabilité (2x3) et de six portefeuilles formés sur la taille et l'investissement (2x3).

À titre d'exemple, voici comment les six portefeuilles formés sur la taille et le ratio VC/VM se construisent à la fin du mois de juin de chaque année. Les titres sont d'abord divisés en deux groupes en fonction de leur capitalisation boursière. Ceux dont la capitalisation boursière est inférieure à la taille médiane des actions du NYSE sont qualifiés de SCAP alors que les autres sont qualifiés de LCAP. Ensuite, les titres sont séparés en trois groupes selon leur ratio VC/VM. Les 30 premiers percentiles forment les portefeuilles de croissance et les 30 derniers percentiles forment ceux de valeur, et ce pour les deux groupes de capitalisations. Les tris (2x3) forment ainsi le facteur de taille $SMB_{VC/VM}$ et ces intersections produisent un total de six portefeuilles : SCAP-Valeur, SCAP-Neutre, SCAP-Croissance, LCAP-Valeur, LCAP-Neutre et LCAP-Croissance. Ainsi, de manière plus précise, le facteur $SMB_{VC/VM}$ correspond à la moyenne des rendements des trois portefeuilles compris dans l'indice SCAP moins la moyenne des rendements des trois portefeuilles compris dans l'indice LCAP. Le facteur HML_t , quant à lui, représente la moyenne des rendements des deux portefeuilles compris dans les indices de ratio VC/VM élevé (valeur) moins la moyenne des rendements des deux portefeuilles compris dans les indices de ratio VC/VM faible (croissance).

Le même processus est répété pour créer les six portefeuilles formés sur la taille et la rentabilité (2x3) et les six portefeuilles formés sur la taille et l'investissement (2x3). C'est ainsi que les facteurs RMW_t et CMA_t sont construits. À noter que les tris (2x3) effectués dans ce procédé forment deux facteurs de taille additionnels : SMB_{OP} et SMB_{INV} . Tout comme $SMB_{VC/VM}$, chacun d'entre eux comprend trois portefeuilles SCAP ainsi que trois portefeuilles LCAP. Le facteur SMB_t se définit donc comme la moyenne des trois facteurs de taille SMB ($SMB = [SMB_{VC/VM} + SMB_{OP} + SMB_{INV}]/3$), ou de manière plus détaillée, comme la moyenne des rendements des neuf portefeuilles compris dans l'indice SCAP moins la moyenne des rendements des neuf portefeuilles compris dans l'indice LCAP en raison des trois tris (2x3).

4.1.3 Analyse des écarts de rendements des indices de référence

Les indices et les facteurs étant clairement définis, nous pouvons alors procéder à l'analyse de l'écart de rendements entre les différents indices de référence. Pour ce faire, nous construisons des graphiques annuels de 1999 à 2016 présentant les écarts cumulés entre les rendements des indices SCAP et LCAP (VAL et GRO) directement à partir des données des facteurs SMB et HML provenant du site internet de Kenneth French²².

Pour le premier semestre, en plus de l'écart cumulé de chaque facteur et de celui de la prime de marché, nous analysons la moyenne et l'écart-type des rendements quotidiens pour chacune des années. Ces diverses données permettent d'étudier la performance relative des indices et de déterminer le contexte de marché dans lequel les divers fonds évoluent au cours du premier semestre. En d'autres mots, elles permettent d'identifier le type de fonds avantagé par une potentielle différence de rendements. Pour une analyse plus approfondie, nous étudions également ces données pour le second semestre. Il est alors possible de regrouper les indices par écart en trois sous-échantillons d'années : celles dont l'écart avantage les FCP-SCAP (VAL), celles dont l'écart avantage les FCP-LCAP (GRO) et celles où il n'y a pas d'écart significatif. Ce classement nous permet de capter les variations de risque découlant de l'évolution des indices de référence des styles à l'étude pour analyser l'effet tournoi ainsi que la stratégie momentum, si existante, et son rapport avec l'effet tournoi lui-même, soit l'objectif principal de notre recherche.

4.2 Description des mesures de risque et des modèles utilisés

Dans cette section, nous expliquons les différentes mesures de risque ainsi que les modèles que nous utilisons afin de tester nos hypothèses de recherche. Pour tester les hypothèses générales concernant l'effet tournoi, il s'agit plus particulièrement de trois

²² R. FRENCH, Kenneth, 2014, « U.S. Research Returns Data », *Data Library*, <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#HistBenchmarks>.

mesures de variation de risque, dont une propre à ce mémoire. Certaines d'entre elles sont tirées de modèles statiques (risque réalisé), traditionnellement employés dans la littérature, et d'autres proviennent plutôt de modèles conditionnels (risque anticipé). En fait, il n'y a que la variation du risque total qui ne soit pas utilisée dans un modèle conditionnel, puisqu'elle nécessiterait l'emploi de variances conditionnelles provenant des modèles GJR-GARCH, que nous avons exclus de notre analyse de risque en raison de l'asymétrie des réponses aux chocs qui en résulte. Pour tester les hypothèses spécifiques basées sur l'effet momentum en contexte de marché divergent, nous n'utilisons que des mesures de variation de risque anticipé. Les diverses mesures de variation de risque sont également utilisées dans les tests non paramétriques, soit les tables de contingence et les tests de Friedman (1920), et ce, en fonction des hypothèses testées.

4.2.1 Variation du risque total (réalisé)

La variation du risque total est utilisée afin d'identifier l'écart de risque total entre la première et la deuxième période en se basant sur des rendements réalisés. Cette mesure de risque se base en fait sur les écarts-types des termes d'erreurs provenant d'un modèle économétrique permettant de contrôler l'autocorrélation dans les rendements journaliers comme effectué par Busse (2001). Il s'agit d'une adaptation du processus de moyenne mobile d'ordre un, identifié MA(1), dont l'équation se présente de la manière suivante :

$$R_{i,t} = \mu_{i,t} + \mu_{i,1} I_{2,t} + \theta_i \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{pour } t = 1 \text{ à } T_a \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{Où } I_{2,t} &= 1 \text{ si } T < t \leq T_a \\ &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

Où $R_{i,t}$ représente la prime de rendement journalier du fonds i ($r_i - r_f$) au temps t , T est le dernier jour ouvrable du premier semestre et T_a le dernier jour ouvrable de l'année ou de la deuxième période testée. La variation du risque total d'un fond i d'un semestre à l'autre, identifiée par $\Delta RT_i^{\text{réalisé}}$, correspond simplement à la différence quotidienne moyenne entre les écarts-types des termes d'erreurs associés à chacun des semestres.

Considérant que $\varepsilon_{i,1,t}$ se définit comme le terme d'erreur de 1 à T et $\varepsilon_{i,2,t}$ comme le terme d'erreur de T à T_a , $\Delta RT_i^{\text{réalisé}}$ se calcule ainsi :

$$\Delta RT_i^{\text{réalisé}} = \sigma(\varepsilon_{i,2,t}) - \sigma(\varepsilon_{i,1,t}) \quad (13)$$

4.2.2 Variation du risque systématique (réalisé)

Le changement dans l'exposition au risque réalisé de l'indice de référence nécessite l'estimation de plusieurs paramètres à partir du processus suivant :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \alpha_{i,I} I_{2,t} + \beta_i r_{m,t} + \beta_{i,I} [r_{m,t} \otimes I_{2,t}] + L_i r_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{pour } t = 1 \text{ à } T_a \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \text{Où } I_{2,t} &= 1 \text{ si } T < t \leq T_a \\ &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

Où $R_{i,t}$ représente la prime de rendement du fonds i ($r_i - r_f$) au temps t , $r_{m,t}$ la prime de rendement de l'indice de référence du fonds i au temps t ($r_m - r_f$), $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur de la régression, α_i la constante de la régression, $\alpha_{i,I}$ la mesure de la performance anormale pour le deuxième semestre, β_i le bêta non conditionnel du fonds i pour le premier semestre et $\beta_{i,I}$ celui pour le deuxième semestre d'après la variable dichotomique $I_{2,t}$. Le coefficient L_i , quant à lui, est un paramètre visant à corriger les problèmes de transactions non synchronisées rapportés notamment par Dimson (1979) et Scholes et Williams (1977).

Ainsi, la variation du risque systématique du fond i , représentée par $\Delta RS_i^{\text{réalisé}}$, s'obtient grâce à l'équation suivante :

$$\Delta RS_i^{\text{réalisé}} = \beta_{i,I} \quad (15)$$

4.2.3 Variation du risque systématique (anticipé)

Le changement dans l'exposition au risque anticipé de l'indice de référence s'estime grâce au modèle conditionnel de Ferson et Schadt (1996) dans lequel les bêtas sont

dynamiques plutôt que statiques. Dans ce processus, les bêtas sont conditionnels à certaines variables macroéconomiques et varient à travers le temps. Ainsi, pour tenir compte de la variation de ces variables d'informations publiques, nous utilisons l'équation suivante :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,m}(Z_{t-1}, I_{2,t}) r_{m,t} + L_i r_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

Où L_i , $R_{i,t}$ et $r_{m,t}$ ont la même définition que pour l'équation (14) et $\beta_{i,m}(Z_{t-1}, I_{2,t})$ représente le bêta conditionnel aux variables macroéconomiques (Z_{t-1}) et à la variable dichotomique $I_{2,t}$ ²³. Dans ce modèle conditionnel, la fonction linéaire du bêta se définit de la manière suivante :

$$\beta_{i,m}(Z_{t-1}, I_{2,t}) = b_{i,0} + \beta_i' (z_{t-1}) + \delta_{i,RS} I_{2,t} \quad (17)$$

$$\text{Où } z_{t-1} = Z_{t-1} - E_{t-1}(Z_{t-1})$$

$$I_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } T < t \leq T_a \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

Où (Z_{t-1}) représente le vecteur des déviations des variables macroéconomiques par rapport à leur valeur moyenne, $b_{i,0}$ est le bêta conditionnel moyen du fonds i au premier semestre et β_i' le vecteur des coefficients qui mesurent la sensibilité des bêtas conditionnels au vecteur des variables d'informations publiques (Z_{t-1}). En insérant l'équation (17) à l'intérieur de l'équation (16), le processus de diffusion des rendements devient :

$$R_{i,t} = \alpha_i + [b_{i,0} r_{m,t} + \beta_i' (z_{t-1} \otimes r_{m,t}) + \delta_{i,RS} (I_{2,t} \otimes r_{m,t})] + L_i r_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

À partir de l'équation (18), nous sommes en mesure de déterminer la variation du risque systématique anticipé d'une période à l'autre :

$$\Delta RS_i^{\text{anticipé}} = \delta_{i,RS} \quad (19)$$

²³ La moyenne des variables d'information $E_{t-1}(Z_{t-1})$ est obtenue avec des moyennes quotidiennes sur un an avec les données allant jusqu'au jour précédant le jour t .

Ces modèles conditionnels nécessitent la sélection préalable des variables d'informations publiques les plus pertinentes à intégrer dans ces équations. Le choix de ces variables a été effectué grâce des régressions pas à pas et à la formule suivante :

$$R_{j,t} = \alpha_j + \sum_{k=1}^{11} \beta_k v_{k,t} + \partial_j r_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (20)$$

Où $R_{j,t}$ représente la prime de rendement de l'indice de référence j ($r_j - r_f$), β_k le coefficient de l'information relative à la variable macroéconomique k ($v_{k,t}$) et $\varepsilon_{j,t}$ le terme d'erreur. Les variables d'informations publiques associées aux coefficients β_k les plus significatifs ont été sélectionnés afin d'être intégrées dans nos modèles conditionnels. Ainsi, en nous basant sur les études de Ferson et Schadt (1996) et Ferson et Qian (2004), nous avons choisi onze variables pertinentes à notre étude²⁴. De ce nombre, seulement sept variables ont été réellement testées à l'aide de l'équation (20) d'après l'analyse de corrélation des variables, la représentativité et la pertinence des données²⁵. Les variables les plus significatives se sont révélées être le niveau des taux d'intérêt trois mois, le taux de dividendes du S&P500, la pente des taux d'intérêt entre les bons du Trésor dix ans et trois mois, la différence de taux entre les obligations de catégorie BAA et AAA et une variable dichotomique pour capter l'effet fin de semaine.

²⁴ Les onze variables en question sont le niveau des taux d'intérêt trois mois, le taux de dividendes du S&P500, la pente des taux d'intérêt entre les bons du Trésor dix ans et trois mois ainsi qu'entre ceux de cinq ans et trois mois, la différence entre les taux des papiers commerciaux et les bons du Trésor trois mois, la concavité de la structure à terme des taux d'intérêt un an et cinq ans, la différence de taux entre les obligations de catégorie BAA et AAA, la volatilité des taux d'intérêt trois mois ainsi que celle des rendements du S&P500, une variable dichotomique pour capter l'effet janvier et finalement, une autre pour capter l'effet fin de semaine.

²⁵ Les sept variables réellement testées sont le niveau des taux d'intérêt trois mois, le taux de dividendes du S&P500, la pente des taux d'intérêt entre les bons du Trésor dix ans, la concavité de la structure à terme des taux d'intérêt un an et cinq ans, la différence de taux entre les obligations de catégorie BAA et AAA, une variable dichotomique pour capter l'effet janvier et finalement, une autre pour capter l'effet fin de semaine. Le fichier contenant les informations sur les régressions en question et les justifications quant au retrait de certaines variables est disponible sur demande.

4.2.4 Variation du risque systématique global (anticipé)

Afin de tester nos hypothèses concernant l'effet tournoi et la stratégie momentum en contexte de marchés convergent et divergent, nous faisons encore une fois appel au modèle conditionnel de Ferson et Schadt (1996). L'équation générale utilisée, propre à ce mémoire, est la suivante :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \sum_j \beta_{i,j} (Z_{t-1}, I_{2,t}) F_{j,t} + L_{i,j} F_{j,t-1} + \sum_k \beta_{i,k} F_{k,t} + L_{i,k} F_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

pour $t = 1$ à T_a

$$\begin{aligned} \text{Où } j &= [r_{m,t} ; \text{SMB} ; \text{HML}] \\ k &= [\text{RMW} ; \text{CMA}] \end{aligned}$$

À noter que $R_{i,t}$, $r_{m,t}$, α_i , $\alpha_{i,l}$, β_i , $\beta_{i,l}$, L_i et $\varepsilon_{i,t}$ ont la même définition qu'à l'équation (14), (Z_{t-1}) représente le vecteur des déviations des variables macroéconomiques par rapport à leur valeur moyenne et $\beta_{i,m} (Z_{t-1}, I_{2,t})$ le bêta conditionnel aux variables macroéconomiques (Z_{t-1}) ainsi qu'à la variable dichotomique $I_{2,t}$.²⁶ Dans ce modèle conditionnel, la fonction linéaire du bêta se définit selon le même principe qu'à la section 4.2.3, soit de la manière suivante:

$$\beta_{i,j} (Z_{t-1}, I_{2,t}) = b_{i,j,0} + \beta_{i,j,1}' (z_{t-1}) + \delta_{i,j} I_{2,t} \quad (22)$$

$$\text{Où } z_{t-1} = Z_{t-1} - E_{t-1}(Z_{t-1})$$

$$\begin{aligned} I_{2,t} &= 1 \text{ si } T < t \leq T_a \\ &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

²⁶ La moyenne des variables d'information $E_{t-1}(Z_{t-1})$ est obtenue avec des moyennes quotidiennes sur un an avec les données allant jusqu'au jour précédant le jour t .

Où $b_{i,j,0}$ représente le bêta conditionnel moyen du fonds i au premier semestre et $\beta_{i,j,1}$ est le vecteur des coefficients qui mesurent la sensibilité des bêtas conditionnels au vecteur des variables d'informations publiques (Z_{t-1}). En insérant l'équation (22) à l'intérieur de l'équation (21), le processus de diffusion des rendements devient :

$$R_{i,t} = \alpha_i + [b_{i,j,0} r_{m,t} + \beta_{i,j,1}' (z_{t-1} \otimes r_{m,t}) + \delta_{i,j} (I_{2,t} \otimes r_{m,t})] \\ + L_{i,j} F_{j,t-1} + \sum_k \beta_{i,k} F_{k,t} + L_{i,k} F_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

Puis, à partir de l'équation générale (23) et en tenant compte des définitions précédentes, l'équation plus spécifique devient :

$$R_{i,t} = \alpha_i + b_{i,Rm,0} r_{m,t} + \beta_{i,Rm,1} (z_{1,t-1} \otimes r_{m,t}) + \delta_{i,I} [I_{2,t} \otimes r_{m,t}] + L_{i,Rm} r_{m,t-1} \\ + b_{i,SMB,0} SMB_t + \beta_{i,SMB,1} (z_{1,t-1} \otimes SMB_t) + \delta_{i,SMB,I} [I_{2,t} \otimes SMB_t] + L_{i,SMB} SMB_{t-1} \\ + b_{i,HML,0} HML_t + \beta_{i,HML,1} (z_{1,t-1} \otimes HML_t) + \delta_{i,HML,I} [I_{2,t} \otimes HML_t] + L_{i,HML} HML_{t-1} \\ + \sum_k \beta_{i,k} F_{k,t} + L_{i,k} F_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

pour $t = 1$ à T_a

Où $I_{2,t} = 1$ si $T < t \leq T_a$
 $= 0$ autrement

Où les facteurs SMB_t et HML_t représentent les primes de risque liées à l'effet de taille et à l'effet valeur. Contrairement à l'équation (14) qui permet simplement de déterminer si les gestionnaires gagnants ont tendance à répliquer leur indice de référence, cette formule améliorée permet de capter les changements de style des gestionnaires de portefeuille en cours d'année compte tenu de l'évolution du marché et des indices de référence.

À partir de l'équation (24), nous sommes alors en mesure de calculer la variation de risque systématique global anticipé d'une période à l'autre de la façon suivante :

$$\Delta RSG_i^{\text{anticipé}} = \overline{R_{m,t}} (\delta_{i,I}) + \overline{SMB} (\delta_{i,SMB,I}) + \overline{HML} (\delta_{i,HML,I}) \quad (25)$$

Dans cette formule, $\overline{R_{m,t}}$ correspond à la valeur moyenne annuelle de la prime de rendement de l'indice de référence du fonds i ($r_m - r_f$), tandis que \overline{SMB} et \overline{HML} correspondent aux valeurs moyennes annuelles des primes de risque liées à l'effet de taille et à l'effet valeur. Il s'agit donc de la somme des expositions de la prime de marché et des facteurs SMB et HML, pondérée par leur valeur moyenne annuelle. La pondération des expositions au risque prend en compte le fait que la prime de rendement de l'indice de référence et les facteurs de risque n'ont pas le même poids l'un par rapport à l'autre. L'attribution d'un poids différent pour chacun des facteurs permet de tenir compte de ces différences d'importance.

4.2.5 Variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé)

La variation de l'exposition au facteur SMB (HML) (anticipé), représentés par $E(\Delta^+ \beta_{i, SMB})$ et $E(\Delta^+ \beta_{i, HML})$ s'obtient grâce aux estimés obtenus à l'aide de l'équation (24) présentée à la section précédente. Grâce à cette nouvelle équation qui permet de capter les changements de style, nous pouvons tester plus précisément l'influence d'une stratégie momentum sur l'effet tournoi, en lien avec nos hypothèses spécifiques en contexte de marché divergent. En effet, contrairement à la variation du risque systématique globale, que nous utilisons comme mesure de variation de risque autant en contexte de marché convergent que divergent, la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) est utilisée seulement en contexte de marché divergent afin de réaliser une analyse plus fine de la présence d'une stratégie momentum et de sa relation avec l'effet tournoi. Pour ce faire, les mesures de risque utilisées peuvent s'écrire de la façon suivante:

$$\begin{aligned} E(\Delta^+ \beta_{i, SMB}) &= \delta_{i, SMB, I} \\ E(\Delta^+ \beta_{i, HML}) &= \delta_{i, HML, I} \end{aligned} \tag{26}$$

4.3 Tableau de contingence

Dans la littérature existante, le test le plus couramment utilisé afin d'étudier et de mesurer l'effet tournoi se présente sous la forme d'un tableau de contingence. Il s'agit d'un outil de représentation visuelle des données qui permet plus précisément de mesurer la fréquence d'observations dans un échantillon. D'abord, les gestionnaires de portefeuille sont classés selon leur performance au cours du premier semestre et divisés en fonction de leur position par rapport à la médiane des rendements cumulatifs de cette période. Ceux dont le rendement cumulé excède ladite médiane représentent les gagnants et ceux dont le rendement y est inférieur correspondent aux perdants. Les rendements cumulés sont calculés à l'aide de l'équation qui suit:

$$RC_{i,1,a} = [(1 + r_{i,t,a}) (1 + r_{i,t+1,a}) \dots (1 + r_{i,T,a})] - 1 \quad (27)$$

Où $RC_{i,1,a}$ représente le rendement cumulé du fonds i pour les T jours ouvrables compris dans le premier semestre de l'année a et $r_{i,t,a}$ correspondent aux rendements journaliers du fonds i pour l'année a , ce qui fait en sorte que $r_{i,T,a}$ est le rendement du dernier jour T de la première période de test de l'effet tournoi²⁷.

Ensuite, ces deux groupes sont classés selon la variation de risque d'un semestre à l'autre par rapport à la médiane de l'ensemble des variations de risque cette fois-ci. Ainsi, les gestionnaires de portefeuille dont le changement dépasse la variation médiane semblent avoir augmenté leur risque par rapport aux autres gestionnaires, tandis que ceux dont la variation se situe sous la médiane semblent plutôt l'avoir diminué. En contexte d'évolution de marché convergent, les mesures de risque utilisées pour ce test sont la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) ainsi que la mesure spécifique à ce mémoire, c'est-à-dire la variation du risque systématique global

²⁷ Les rendements journaliers de chaque fonds sont calculés ainsi : $R_{i,t} = \frac{P_{i,t} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1$ où $R_{i,t}$ est le rendement du fonds i au temps t , $P_{i,t}$ correspond au prix du fonds i au temps t et $D_{i,t}$ représente le dividende du fonds i versé au temps t .

(anticipé). En contexte de marché divergent, nous utilisons la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) (anticipé), sans oublier la variation du risque systématique global (anticipé).

Ces divisions au sein des groupes de gagnants et de perdants créent alors quatre catégories possibles considérant que les gagnants peuvent augmenter ou diminuer davantage leur niveau de risque par rapport aux autres gestionnaires de portefeuille et qu'il en va de même pour les perdants. Dans le tableau de contingence de format 2x2, nous identifions ces classes de la manière suivante : gagnants/augmentation (G-A), gagnants/diminution (G-D), perdants/augmentation (P-A) et perdants/diminution (P-D).

Théoriquement, l'absence de l'effet tournoi se caractérise par des proportions de 25% pour chacune de ces catégories, ce qui suppose l'indépendance du rendement. Il s'agit donc de tester les hypothèses suivantes :

$$H_0 : \pi_{G-A} = \pi_{G-D} = \pi_{P-A} = \pi_{P-D} = 25\%$$

$$H_1 : \pi_{G-A} \neq 25\% \text{ ou } \pi_{G-D} \neq 25\% \text{ ou } \pi_{P-A} \neq 25\% \text{ ou } \pi_{P-D} \neq 25\%$$

Dans le cadre de notre recherche, en fonction de la performance relative des indices de référence au cours du premier semestre et du type de fonds à l'étude, nos hypothèses sont testées au moyen des tables de contingence (voir le chapitre III). En contexte de marché convergent, l'effet tournoi semble confirmé si la proportion des P-A est supérieure à 25% (hypothèse des fonds perdants) et si la proportion des G-D est supérieure à 25% (hypothèse des fonds gagnants). S'il s'agit plutôt de la catégorie G-A qui présente une proportion supérieure à 25%, cela contredit l'effet tournoi, conformément aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012) et témoigne plutôt d'un comportement rationnel.

En contexte de marché divergent, où nous testons plus précisément la présence d'une stratégie momentum et son lien avec l'effet tournoi, les attentes varient en fonction de l'écart entre les indices de référence au cours du premier semestre. Lorsque la différence

de performance avantage les FCP-SCAP (VAL) la stratégie momentum semble confirmée si la proportion des P-A est supérieure à 25%, ce qui se rapporte également à l'effet tournoi. Toutefois, lorsque la différence de performance avantage les FCP-LCAP (GRO), la stratégie est confirmée dans la situation inverse, soit dans le cas où la proportion des P-D est supérieure à 25%. Dans ce cas-ci, les comportements observés en matière de gestion de risque vont dans le sens opposé à l'effet tournoi. Il est donc nécessaire de porter une attention particulière à l'écart entre les indices de référence au cours du premier semestre afin de connaître le contexte exact dans lequel les fonds évoluent et d'en faire une interprétation juste et adéquate.

À noter que la fréquence observée se calcule simplement en divisant le nombre de fonds spécifiques, par exemple le nombre de fonds classés dans la catégorie perdants/augmentation, par le nombre de fonds total dans l'échantillon donné.

Sous l'hypothèse nulle, la statistique de test suit une loi chi-carré (χ^2). Le calcul de la statistique est le suivant :

$$\chi^2 = \sum \frac{(F_o - F_T)^2}{F_T} \quad \text{où } \chi^2 \sim \chi^2_{\alpha; dl} \quad (28)$$

Où F_o est la fréquence observée et F_T la fréquence théorique de 25%. L'hypothèse nulle, soit l'absence de l'effet tournoi, est rejetée lorsque le χ^2 observé est supérieur à la valeur critique identifiée dans la table de loi du chi-carré avec un degré de liberté. Cette statistique permet de tester la significativité des fréquences observées.

4.4 Test de Friedman (1920)

En plus des tables de contingence, nous appliquons également le test de Friedman (1920) afin d'étudier le comportement des gestionnaires de portefeuille et de vérifier nos hypothèses se rapportant à l'effet tournoi seulement. Ce test non paramétrique permet

d'analyser l'exposition au risque des fonds ainsi que la variation de leur volatilité de manière plus précise et détaillée que les tables de contingence. Il est utilisé notamment lorsque l'hypothèse de normalité semble être rejetée ou lorsque la taille de l'échantillon s'avère trop petite, et ce, dans le but de tester l'égalité des rangs de plusieurs échantillons appariés. En d'autres mots, il vérifie si un certain nombre d'échantillons proviennent d'une même population. Le test d'hypothèses est donc le suivant:

H_0 : Les rangs se distribuent de manière aléatoire d'une période à l'autre.

H_1 : Les rangs sont statistiquement égaux.

Sous l'hypothèse nulle, tous les échantillons proviennent de la même population et les rangs devraient alors se distribuer de manière aléatoire à la même fréquence. Le total des rangs devrait également être aléatoire contrairement à l'hypothèse alternative où il devrait varier significativement d'un échantillon à l'autre en fonction d'au moins une condition du test. Le rejet de H_0 signifie que les observations sont dépendantes.

Dans le cas présent, cette méthode permet de comparer le classement de performance par fonds et par décile du premier semestre avec le changement de risque et la prise de risque elle-même au cours du deuxième semestre. Ainsi, pour tester les hypothèses relatives à l'effet tournoi, les fonds sont d'abord classés en fonction de leur rendement cumulé au cours du premier semestre d'après l'équation (27), le pire fonds étant associé au dernier décile et le meilleur fonds au premier décile. Ensuite, ils sont classés d'après leur variation de risque, l'écart le plus élevé étant associé au dernier décile et l'écart le plus faible au premier décile, et ce, sans valeur absolue. Une variation de risque positive représente donc un écart plus élevé qu'une variation de risque négative. Ce processus est répété pour chacune des années testées et les mesures de risque utilisées sont les mêmes que pour les tables de contingence. En contexte de marché convergent, nous utilisons la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) ainsi que la variation de risque systématique global (anticipé) pour tester l'effet tournoi. En situation de divergence, nous utilisons plutôt la variation de l'exposition au facteur de

risque SMB (HML) (anticipé), en plus de la variation du risque systématique global (anticipé), pour tester la présence d'une stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL) et dans un contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO).

Le tableau 1 ci-dessous montre un aperçu du test de Friedman (1920) tel qu'attendu en présence de l'effet tournoi en contexte de marché convergent et de la stratégie momentum en contexte divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL).

Tableau 1

Test de Friedman (1920) pour l'effet tournoi et la stratégie momentum dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous montre la structure générale du test de Friedman (1920) effectué afin de tester l'effet tournoi. $RC_{i,l,a}$ correspond au rendement cumulé du fonds i pour les T jours ouvrables de l'année a compris dans la première période du test et $\Delta risque$ représente la variation de risque entre les deux périodes du test, soit la différence entre le niveau de risque de la deuxième période et celui de la première période. Pour tester l'hypothèse des fonds perdants de l'effet tournoi traditionnel, nous utilisons l'écart de risque total (ΔRT_i) réalisé, l'écart de risque systématique (ΔRS_i) réalisé et anticipé, de même que la variation de risque systématique global (ΔRSG_i) anticipé comme $\Delta risque$. Pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL), nous utilisons la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) anticipé, soit $E(\Delta^+ \beta_{i, SMB(HML)})$ en plus de la dernière mesure globale.

Rang attendu				
Rendement cumulé $RC_{i,1,a}$	$RC_{i,1,a}$ min	2 ^e plus faible $RC_{i,1,a}$...	$RC_{i,1,a}$ max
Variation du niveau de risque	Δ Risque max	2 ^e plus élevée Δ Risque	...	Δ Risque min

La règle de décision suit une loi chi-carré avec $(k-1)$ degrés de liberté et la statistique de test se calcule à l'aide de l'équation suivante :

$$\chi_{SF}^2 = \frac{SEC}{\left(\frac{k(k+1)}{12}\right)} \quad \text{où } \chi_{SF}^2 \sim \chi^2_{\alpha; dl} \quad (29)$$

Où SEC correspond à la somme des écarts au carré de chacun des deux rangs, dont le calcul est le suivant:

$$SEC = \frac{\sum_{i=1}^k (T_i)^2}{n} - \frac{(T_{total})^2}{nk} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \text{Où } T_1 &= \sum \text{des } n \text{ rang de la colonne 1} \\ T_2 &= \sum \text{des } n \text{ rang de la colonne 2} \\ &\dots \\ T_k &= \sum \text{des } n \text{ rang de la } k^e \text{ colonne} \end{aligned}$$

Et

$$T_{total} = \frac{nk(k+1)}{2}$$

Où k représente le nombre de colonnes ou le nombre de fonds de l'année a et n le nombre de rangs comparés, c'est-à-dire deux dans le cas présent. T_{total} correspond à la somme des nk de toutes les colonnes combinées.

L'hypothèse nulle est rejetée si la statistique chi-carré calculée est supérieure à la valeur critique de la table de loi en question. Le rejet de H_0 signifie que les rangs des tests de Friedman sont statistiquement égaux d'une période à l'autre et cela confirme la présence de l'effet tournoi.

Ainsi, dans un contexte de marché convergent, l'effet tournoi se confirme lorsque les rangs des perdants durant la première période concordent avec les rangs des fonds dont l'écart de risque est le plus élevé d'une période à l'autre. Dans le cas où ce sont les gagnants qui présentent la variation la plus élevée, cette hypothèse est invalidée, ce comportement étant plutôt associé à une gestion de risque rationnelle, bien que cette hypothèse ne soit pas spécifiquement testée.

Dans une situation de marché divergent, il est question de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi, plutôt que de l'effet tournoi lui-même. Dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL), les FCP-LCAP (GRO) perdants devraient augmenter davantage leur risque que les FCP-SCAP (VAL) gagnants, ce qui va dans le même sens que l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996). Notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum est alors confirmée, elle aussi, lorsque les rangs des perdants durant la première période concordent avec les rangs des fonds, dont l'écart de risque, ou d'exposition, est le plus élevé d'une période à l'autre. Les rangs attendus sont ceux du tableau 1.

Dans un contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO), les FCP-SCAP (VAL) perdants devraient diminuer davantage leur risque que les FCP-LCAP (GRO) gagnants ici. Puisque ce sont des variations de risque négatives, la stratégie momentum devrait faire en sorte que le dernier décile concorde avec l'écart de risque moyen le plus faible (ou le plus négatif) et que le premier décile concorde avec l'écart le plus élevé (ou le moins négatif). Le tableau 2 de la page suivante montre un aperçu du test de Friedman (1920) en fonction des fonds perdants dans cette situation.

Tableau 2

Test de Friedman (1920) pour la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous montre la structure générale du test de Friedman (1920) effectué afin de tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte favorable FCP-LCAP (GRO). $RC_{i,1,a}$ correspond au rendement cumulé du fonds i pour les T jours ouvrables de l'année a compris dans la première période du test et $\Delta risque$ représente la variation de risque entre les deux périodes du test, soit la différence entre le niveau de risque de la deuxième période et celui de la première période. Pour tester cette hypothèse, nous utilisons la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) anticipé, soit $E(\Delta^+ \beta_{i, SMB(HML)})$ en plus de la mesure de variation de risque systématique globale (ΔRSG_i) anticipé.

Rang attendu				
Rendement cumulé $RC_{i,1,a}$	$RC_{i,1,a} \text{ max}$	2 ^e plus élevé $RC_{i,1,a}$...	$RC_{i,1,a} \text{ min}$
Niveau de risque	$\Delta \text{ Risque max}$	2 ^e plus élevé $\Delta \text{ Risque}$...	$\Delta \text{ Risque min}$

Les rangs attendus selon le test de Friedman dans un tel contexte nécessitent une analyse plus approfondie. La simple analyse de l'effet tournoi permettrait de conclure que les résultats contredisent le phénomène et concordent plutôt avec un comportement rationnel. Or, les gagnants n'augmentent pas davantage leur risque, c'est plutôt le reflet du fait que les perdants le diminuent davantage en raison d'une gestion de risque et d'une stratégie basées sur la réplication des fonds gagnants. Ainsi, encore une fois, il faut porter une attention particulière au contexte de marché dans lequel les fonds évoluent afin d'analyser les résultats des tests de manière adéquate.

CHAPITRE V DESCRIPTION DES DONNÉES

Basés sur les résultats de l'étude de Busse (2001), les rendements des fonds communs de placement de notre échantillon sont calculés sur une base quotidienne plutôt que mensuelle. Les données nécessaires à ces calculs sont tirées de la base *FT Interactive Data*. Pour obtenir notre échantillon final, divers critères de sélection ont été appliqués à ces fonds annuellement. D'abord, pour faire partie intégrante de l'échantillon, chacun devait présenter des rendements durant au moins une année entière. Autrement dit, même si un fond a arrêté d'exister durant la période d'étude, il est compris dans l'analyse de l'effet tournoi pour la ou les années durant lesquelles il a été actif. Cette analyse annuelle permet de contrôler l'effet de biais de survivance qui, de cette manière, devrait être moins important que si nous analysions l'échantillon sur un plus grand intervalle de temps. De plus, basés sur la méthodologie de Chrétien et Kammoun (2015) et Kacperczyk, Sialm et Zheng (2008), les fonds ayant un total d'actifs inférieur à 15M\$ lors de leur première année dans la base de données sont exclus. Il en va de même pour les fonds obligataires, les fonds équilibrés, les fonds du marché monétaire, les fonds internationaux, les fonds peu investis en actions ordinaires, les fonds indiciels et les fonds fermés aux investisseurs.

Au total, notre échantillon compte 27 594 fonds communs de placement analysés sur la période de 1999 à 2016. Selon le classement de *Standard & Poors* de la base de données américaine Center for Research in Security Price (CRSP), nous retrouvons plus précisément 5 602 FCP-SCAP, 8 337 FCP-LCAP, 5 229 FCP-VAL et 8 426 FCP-GRO. Pour la période évaluée, la base de données CRSP utilise les *Lipper Classification Codes*, tels que présentés dans la figure I, sur une base mensuelle pour catégoriser les fonds.

	Value	Mixed	Growth
Large-Cap	LCVE	LCCE	LCGE
Medium	MCVE & MLVE	MCCE, MLCE & EIEI	MCGE & MLGE
Small-Cap	SCVE	SCCE	SCGE

La figure I montre le classement des fonds communs de placement basé sur les *Lipper Classification Codes*. Cette méthode permet de regrouper les fonds selon leur style, créant ainsi les quatre grandes catégories de notre étude, représentées en gris : petites capitalisations (Small-Cap), grandes capitalisations (Large-Cap), valeur (Value) et croissance (Growth). De plus, à travers ces grandes catégories, elle permet de créer quatre catégories de fonds plus précises selon la pureté des styles. Parmi les petites capitalisations, nous avons donc Small-Cap value funds (SCVE) et Small-Cap growth funds (SCGE), tandis que parmi les grandes capitalisations, nous avons Large-Cap value funds (LCVE) et Large-Cap growth funds (LCGE). Les autres codes correspondent aux fonds de catégories « mixed » et « autres fonds » : Mid-Cap value funds (MCVE), Multi-Cap value funds (MLVE), Large-Cap core funds (LCCE), Small-Cap core funds (SCCE), Mid-Cap growth funds (MCGE) et Multi-Cap growth funds (MLGE).

Figure I : Lipper Classification Codes des fonds communs de placement

À la page suivante, la section A du tableau 3 présente les statistiques sommaires de notre échantillon final de fonds communs de placement selon leur style. Pour la période globale testée, les rendements journaliers varient de -29,664% à 36,409%. Distinctivement, la moyenne des rendements quotidiens moyens annualisés des FCP-SCAP et LCAP est de 0,040% et 0,023%, tandis que celle des FCP-VAL et GRO est de 0,034% et 0,027%. Aussi, la moyenne des rendements cumulés annuels moyens est de 9,954% pour les FCP-SCAP, de 5,681% pour les FCP-LCAP, de 8,491% pour les FCP-VAL et de 6,632% pour les FCP-GRO. Puis, tel qu'attendu selon la littérature, les FCP-SCAP ont une plus grande volatilité globale que les FCP-LCAP (1,349% versus 1,189%). Ayant un rendement moyen plus élevé, cela concorde également avec la théorie concernant la relation risque-rendement. Toutefois, ce n'est pas le cas pour les FCP-VAL et GRO qui ont un écart-type moyen de 1,172% et 1,379%, alors que les FCP-VAL devraient présenter un risque plus élevé. Le tableau 33 de l'annexe A montre plus précisément les statistiques sommaires des quatre types de fonds communs de placement à l'étude, et ce, pour chacune des années plutôt que pour la période globale de l'échantillon.

Tableau 3
Statistiques sommaires

Ce tableau présente les statistiques descriptives (en %) des variables utilisées dans notre étude pour l'ensemble de la période testée, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les statistiques présentées sont plus précisément la moyenne de la moyenne, de la médiane et de l'écart-type des rendements quotidiens annualisés, de même que le minimum et le maximum des rendements journaliers observés. La section A présente les statistiques de la prime de marché, des FCP-SCAP et des FCP-LCAP ainsi que celles des FCP-VAL et FCP-GRO. La section B présente les statistiques des cinq variables d'information significatives utilisées dans notre étude. La section C présente les statistiques des quatre indices de référence ainsi que les deux facteurs de risque qui y sont reliés. Les sections A et C présentent également la moyenne des rendements cumulés annuels.

	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
Section A : Fonds						
Mkt-Rf	0,020	0,055	-8,950	11,350	1,159	5,138
FCP-SCAP	0,040	0,082	-23,549	36,409	1,349	9,954
FCP-LCAP	0,023	0,047	-29,169	33,752	1,189	5,681
FCP-VAL	0,034	0,062	-28,611	33,752	1,172	8,491
FCP-GRO	0,027	0,068	-29,664	36,409	1,379	6,632
Section B : Variables d'information						
Niveau des taux d'intérêt 3 mois, a t-1	1,843	0,960	0,000	6,420	2,039	
Taux de dividendes du S&P500, a t-1	1,867	1,868	1,052	4,066	0,451	
Pente des taux d'intérêts, à t-1	1,875	2,050	-0,950	3,850	1,157	
Écart de taux entre les obligations corp., à t-1	1,064	0,940	0,510	3,500	0,443	
Variable dichotomique effet de fin de semaine	0,188	0,000	0,000	1,000	0,391	
Section C : Indices de référence et facteurs						
SCAP	0,047	0,084	-10,816	8,611	1,375	11,720
LCAP	0,029	0,049	-9,287	11,488	1,165	7,246
VAL	0,047	0,079	-12,600	10,500	1,323	11,924
GRO	0,027	0,075	-9,080	11,010	1,275	6,673
SMB	0,018	0,027	-4,320	4,490	0,585	4,465
HML	0,021	0,008	-4,220	4,830	0,581	5,255

La section B de ce même tableau présente les statistiques sommaires des cinq variables macroéconomiques significatives d'après les régressions pas-à-pas effectuées à travers les sept variables d'information les plus pertinentes de la littérature existante. Pour tous les styles de fonds, les variables sont le niveau des taux d'intérêt trois mois, le taux de dividendes du S&P500, la pente des taux d'intérêt entre les bons du Trésor dix ans et trois

mois, la différence de taux entre les obligations de catégorie BAA et AAA et une variable dichotomique pour capter l'effet fin de semaine. Les données des diverses variables d'information testées proviennent de *Bloomberg*²⁸ et du site internet de la *Réserve fédérale*²⁹. À noter également que les variables conditionnelles sont retardées d'une période, ce qui signifie que les bêtas au temps t sont fonction des variables au temps $t-1$.

La section C présente les statistiques sommaires des rendements quotidiens annualisés des quatre indices de référence ainsi que des deux facteurs qui y sont reliés sur l'ensemble de la période testée (1999-2019). Les quatre indices de référence associés aux quatre styles de fonds à l'étude sont construits comme expliqué dans les sections 4.1.2 et 4.1.3 de la méthodologie et proviennent du site de Kenneth French. Il s'agit des portefeuilles indiciels créés pour faire les cinq facteurs Fama-French (2x3). Le tableau 34 de l'annexe A montre plus précisément les statistiques sommaires de ces quatre indices de référence, et ce, pour chacune des années à l'étude plutôt que pour la période globale de l'échantillon.

²⁸ Taux de dividende du S&P 500

- Code Bloomberg : SPX Index/EQY_DVD_YLD_12M

Différence de taux entre les obligations BAA et AAA

- Code Bloomberg : MOODCBAA Index et MOODCAAA Index/TOT_RETURN_INDEX_GROSS_DVDS

²⁹ Niveau des taux d'intérêt trois mois, Pente des taux d'intérêt entre les bons du Trésor dix ans et trois mois, Concavité de la structure à terme des taux d'intérêt 1 an et 5 ans :

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM, 2013, « Historical Data », <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm>.

CHAPITRE VI

ANALYSE DES RÉSULTATS

Les sections subséquentes présentent nos résultats. Nous commencerons avec les classements d'années par contexte de marché, basés sur les écarts de rendements cumulés des indices de référence de chaque groupe de fonds et la prime de marché cumulée. Ensuite, nous présenterons les tables de contingence en fonction des trois contextes de ce classement préétabli. Dans l'ordre, les résultats seront analysés dans un contexte convergent, divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL) et divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Puis, nous passerons à la présentation des résultats relatifs aux tests de Friedman (1920) qui seront également analysés par contexte suivant exactement ce même ordre de présentation. Finalement, nous comparerons les conclusions obtenues avec les deux tests.

6.1 Analyse des écarts de rendements cumulés des indices de référence et classement des contextes d'évolution de marché

Nos hypothèses de recherche, tant générales que spécifiques, dépendent de la performance relative des indices de référence et du type de fonds analysé. Afin de répondre au sous-objectif 1 et de déterminer le contexte de marché dans lequel les fonds évoluent, nous avons analysé l'écart de rendements entre les indices de petites et de grandes capitalisations (valeur et croissance) tel que décrit à la section 4.1.3. Entre autres, nous avons calculé l'écart cumulé des facteurs SMB et HML en mi-année ainsi que celui de la prime de marché sur la période allant de 1999 à 2016. D'après la performance relative des indices de référence, nous avons ainsi pu établir un certain regroupement d'années par contexte d'évolution de marché pour chacun des facteurs. Cette section présentera d'abord le classement résultant du tri de l'écart cumulé SMB, pour ensuite présenter celui résultant du tri de l'écart cumulé HML, et ce, pour le premier semestre uniquement. À l'annexe B, il est possible de retrouver les statistiques descriptives complètes destinées à l'analyse de l'écart de rendements cumulés des indices de référence. Les tableaux 35 et 36 de l'annexe en question détaillent ces statistiques en mi-année et en fin d'année.

6.1.1 Analyse de l'écart cumulé du facteur SMB

Tableau 4

Classement basé sur l'écart cumulé SMB et la prime de marché cumulée

Le tableau ci-dessous présente les écarts cumulés (en %) du facteur SMB en mi-année triés en ordre décroissant ainsi que les années et les primes de marché cumulées (en %) qui y sont associées. La partie supérieure, en gris pâle, représente les années où le contexte de marché est favorable aux FCP-SCAP (écart cumulé supérieur à 1%) et la partie inférieure, en gris foncé, représente les années où le contexte de marché est favorable aux FCP-LCAP (écart cumulé inférieur à -1%). La partie centrale, en blanc, représente alors les années où le marché est considéré comme convergent. Les primes de marché cumulées négatives sont mises en évidence avec la couleur rouge.

Année	Rm - Rf (%)	SMB (%)
2001	-7,030	19,800
2002	-13,070	12,040
2003	12,710	7,120
2000	-2,230	6,840
2010	-4,900	6,130
2006	1,200	4,560
2009	7,490	4,140
2004	3,720	3,890
2008	-12,010	3,230
2015	2,460	3,020
2013	14,140	2,180
2011	6,160	1,240
2007	5,040	0,780
2012	9,360	0,640
1999	10,030	-0,410
2016	4,030	-0,440
2005	-1,120	-1,060

Le tableau 4 expose le tri de l'écart cumulé entre les indices de référence des petites et des grandes capitalisations, soit l'écart cumulé SMB, de la plus grande variation (positive) à la plus petite variation (négative). En nous basant sur l'écart cumulé de ce facteur, mais également sur la prime de marché cumulée, nous avons été en mesure d'établir un classement final qui divise l'échantillon global en trois sous-échantillons

d'années. Ces trois groupes représentent alors les trois différents contextes d'évolution de marché pertinents à notre étude. Les années extrêmes dont l'écart cumulé est positif et supérieur à 1% font partie du contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP et les années extrêmes dont l'écart cumulé est négatif et inférieur à -1% font partie du contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP. Ces années extrêmes nous permettront de tester la stratégie momentum et son rapport avec l'effet tournoi, soit l'objectif principal de notre recherche. Les années centrales font plutôt partie du contexte de marché convergent, où il n'y a pas d'écart significatif entre les rendements des indices de référence. Il s'agit des années 1999, 2007, 2012 et 2016. Nous y testerons simplement l'effet tournoi.

Ainsi, en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP, nous comptons douze années : 2000 à 2004, 2006, 2008 à 2011, 2013 et 2015. Ces années extrêmes positives deviennent particulièrement intéressantes lorsque le marché est en hausse, c'est-à-dire en 2003, 2004, 2006, 2009, 2011, 2013 et 2015. Dans un tel cas, nous nous attendons à une stratégie momentum très forte, si existante, puisque comme le marché se porte bien, les gestionnaires devraient avoir confiance en l'effet momentum et en leur stratégie. Les FCP-LCAP perdants devraient avoir tendance à répliquer la stratégie des FCP-SCAP gagnants. Dans le cas contraire, où l'écart cumulé SMB est grand, mais où le marché se porte mal (2000 à 2002, 2008 et 2010), nous nous attendons à une stratégie momentum amoindrie. À noter que les deux meilleures années en terme d'écart cumulé SMB ont un rendement de marché très négatif, donc un petit bémol doit être apporté pour ces années plus particulièrement. En effet, si le marché se porte très mal, les gestionnaires pourraient avoir tendance à se protéger plutôt qu'à répliquer la stratégie gagnante.

Il en va de même en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP qui compte deux années : 2005 et 2014. Pour l'année extrême, où le marché est favorable, nous nous attendons à une stratégie momentum très forte, si existante, où les FCP-SCAP perdants tendent à répliquer la stratégie des FCP-LCAP gagnants ici. En 2005, où le marché est défavorable, nous nous attendons à ce que l'effet soit plus dissipé.

6.1.2 Analyse de l'écart cumulé du facteur HML

Tableau 5

Classement basé sur l'écart cumulé HML et la prime de marché cumulée

Ce tableau présente les écarts cumulés (en %) du facteur HML en mi-année triés en ordre décroissant ainsi que les années et les primes de marché (en %) qui y sont associées. La partie supérieure, en gris pâle, représente les années où le contexte de marché est favorable aux FCP-VAL (écart cumulé supérieur à 1%) et la partie inférieure, en gris foncé, représente les années où le contexte de marché est favorable aux FCP-GRO (écart cumulé inférieur à -1%). La partie centrale, en blanc, représente alors les années où le marché est considéré comme convergent. Les primes de marché cumulées négatives sont mises en évidence avec la couleur rouge.

Année	Rm - Rf (%)	HML (%)
2002	-13,070	12,670
2001	-7,030	11,870
2006	1,200	7,520
2005	-1,120	6,580
2013	14,140	3,770
2016	4,030	2,980
2014	6,300	2,620
2010	-4,900	1,600
2004	3,720	0,860
2012	9,360	-0,710
2000	-2,230	-0,740
2008	-12,010	-2,210
2007	5,040	-2,680
2003	12,710	-3,290
2011	6,160	-4,550
1999	10,030	-4,550
2015	2,460	-5,000

Le tableau 5 présente le tri de l'écart cumulé entre les indices de référence de type valeur et croissance, soit l'écart cumulé HML, de la plus grande variation (positive) à la plus petite variation (négative). Tout comme pour le facteur SMB, nous avons été en mesure d'établir un classement final qui divise l'échantillon global en trois sous-

échantillons d'années correspondant aux trois différents contextes de marché de notre étude. Les années extrêmes dont l'écart cumulé est positif et supérieur à 1% font partie du contexte de marché divergent favorable aux FCP-VAL et les années extrêmes dont l'écart cumulé est négatif et inférieur à -1% font partie du contexte de marché divergent favorable aux FCP-GRO. Tout comme pour le premier groupe de fonds, ces années extrêmes nous permettront de tester la présence d'une stratégie momentum, tandis que les années centrales, qui font partie du contexte de marché convergent, nous permettront de tester l'effet tournoi. Les années convergentes, dans ce contexte, sont 2000, 2004 et 2012.

En contexte de marché divergent favorable aux FCP-VAL, nous comptons huit années : 2001, 2002, 2005, 2006, 2010, 2013, 2014 et 2016. Comme nous l'avons expliqué précédemment, ces années extrêmes positives deviennent particulièrement intéressantes lorsque le marché est en hausse, c'est-à-dire en 2006, 2013, 2014 et 2016. Pour ces années, nous nous attendons à une stratégie momentum très forte, si existante. Les FCP-GRO perdants devraient répliquer la stratégie des FCP-VAL gagnants, mais pour l'année 2008, où le marché est défavorable, l'effet devrait être moindre.

Les prévisions sont les mêmes en contexte de marché divergent favorable aux FCP-GRO qui comptent sept années : 1999, 2003, 2007 à 2009, 2011 et 2015. Pour les années extrêmes où le marché est favorable (toutes sauf 2008), nous nous attendons à une stratégie momentum très forte où les FCP-VAL perdants tendent à répliquer la stratégie des FCP-GRO gagnants excepté en 2008.

Les contextes de marché étant déterminés (sous-objectif 1), nous pouvons maintenant analyser la gestion de risque chez les gestionnaires de portefeuille en fonction du contexte dans lequel les fonds évoluent, et ce, grâce aux tables de contingence et aux tests de Friedman (sous-objectifs 2 et 3).

6.2 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants et gagnants avec des tables de contingence dans un contexte de marché convergent

Parmi les écrits théoriques traitant de l'effet tournoi, les analyses s'effectuent habituellement sur la période globale de test ou sur des sous-périodes de temps, sans regard au contexte de marché, ce qui donne des résultats souvent ambigus selon les mesures de risque utilisées. De ce fait, avant d'entrer dans le vif du sujet, nous désirons simplement montrer la pertinence de l'analyse par contexte de marché, par laquelle nous nous distinguons dans ce mémoire, en présentant brièvement les résultats des tables de contingence obtenus selon la méthode plus courante.

Tableau 6

Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds avec les mesures de variation de risque sur l'ensemble de la période testée (1999-2016)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par style de fonds avec les quatre mesures de variation de risque décrites à la section 4.2, et ce, sur l'ensemble de la période testée, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les mesures utilisées sont la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) ainsi que la variation du risque systématique global (anticipé). La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec l'effet tournoi, tandis que « R » signifie qu'ils semblent révéler un comportement rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Variation du risque total (réalisé)	R***	R***		R***
Variation du risque systématique (réalisé)	R***	R***	R***	R***
Variation du risque systématique (anticipé)		R***	R***	R***
Variation du risque systématique global (anticipé)	T***		T***	

D'après le tableau 6, le comportement des gestionnaires de portefeuille, assez généralisé, tend vers un comportement rationnel conforme aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012) pour toutes les mesures de risque à l'exception de la variation du risque systématique global (anticipé), avec laquelle l'effet tournoi apparaît. Ces conclusions suggèrent que plus la mesure de risque utilisée est précise et complète, plus l'effet tournoi

devrait ressortir³⁰. Ce biais comportemental devrait également se manifester davantage en ciblant les années convergentes plutôt que la période globale puisque de cette manière, nous éliminons les changements naturels d'exposition au risque attribuables au marché. Nous pensons qu'il s'agit d'une approche plus adéquate pour étudier le phénomène en question.

C'est pourquoi afin de tester la présence de l'effet tournoi dans l'industrie des fonds communs de placement et de répondre en partie à l'objectif principal de notre recherche, nous commençons par analyser le comportement des gestionnaires de portefeuille perdants et gagnants grâce à des tables de contingence, et ce, dans un contexte d'évolution de marché convergent très spécifiquement. D'après le classement d'années tout juste établi à la section 6.1, les années convergentes pour le premier groupe de fonds à l'étude (FCP-SCAP et LCAP) sont 1999, 2007, 2012 et 2016, tandis que pour le deuxième groupe de fonds (FCP-VAL et GRO) ce sont les années 2000, 2004 et 2012.

Le tableau 7 de la page suivante présente les conclusions relatives aux tests de nos hypothèses générales de recherche en fonction des fonds et des mesures de variation de risque utilisées. Rappelons que nos hypothèses générales sont fondées sur les hypothèses traditionnelles de l'effet tournoi de Brown et al. (1996). Conformément à nos attentes, le tournoi est beaucoup plus présent dans un tel contexte que sur la période totale de test, et ce, surtout pour la mesure de risque la plus complète. Les résultats des fréquences d'observation (en %) pour chacune des quatre mesures de risque sont détaillés dans les quatre sections subséquentes. Dans l'ordre, les mesures en question sont les suivantes : la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé), la variation du risque systématique (anticipé) et la variation du risque systématique global (anticipé). À titre informatif et comparatif, l'annexe C présente les résultats sommaires des tables de contingence pour ces quatre mesures de risque, mais par sous-période d'années (période globale, quatre sous-périodes et périodes annuelles) plutôt que par contexte de marché.

³⁰ Les résultats sommaires des tests de Friedman (1920) sur la période globale de test (1999-2016) révèlent également une présence accrue de l'effet tournoi avec la variation du risque systématique global (anticipé). Pour des raisons de fluidité, ils ne seront toutefois pas présentés dans le corps du texte, mais à l'annexe D en fonction des mesures de risque, tout comme les résultats par sous-périodes et par périodes annuelles.

Tableau 7

Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds avec les mesures de variation de risque en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par style de fonds avec les quatre mesures de variation de risque décrites à la section 4.2, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Les mesures utilisées sont la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) ainsi que la variation du risque systématique global (anticipé). La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec l'effet tournoi, tandis que « R » signifie qu'ils semblent révéler un comportement rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Variation du risque total (réalisé)			R***	
Variation du risque systématique (réalisé)	T***	R***		
Variation du risque systématique (anticipé)	T***	T***	R***	
Variation du risque systématique global (anticipé)	T***	T*	T**	T*

6.2.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé)

Tableau 8

Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque total (réalisé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la mesure de variation du risque total (réalisé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Par style, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesure de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque total (réalisé)	SCAP	1336	0,299	0,584	25,374%	24,626%	24,626%	25,374%
	LCAP	1796	0,080	0,777	24,833%	25,167%	25,167%	24,833%
	VAL	805	13,698	0,000	21,739%	28,323%	28,199%	21,739%
	GRO	1291	2,698	0,100	23,857%	26,181%	26,104%	23,857%

Selon l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996), sur laquelle se base l'une de nos prémisses générales en contexte de marché convergent, la proportion des fonds perdants ayant augmenté davantage leur niveau de risque par rapport à la variation médiane d'un semestre à l'autre (P-A) devrait être significativement supérieure à 25%³¹. Sur l'ensemble des années convergentes du premier groupe de fonds à l'étude, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé) du premier au deuxième semestre n'appuient pas l'effet tournoi. En effet, le tableau 8 ci-dessus montre que la proportion des P-A pour les FCP-SCAP et LCAP est de 25,374% et 24,833%, avec des p-values de 0,584 et 0,777 respectivement. Même si la fréquence observée est supérieure à 25% pour le premier style, les résultats ne sont pas significatifs puisque les p-values sont supérieures à 0,100. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi pour ces deux styles.

³¹ Avec les tables de contingence, la validation de l'hypothèse des perdants confirme également celle des gagnants. Nous pouvons donc faire d'une pierre deux coup en analysant une seule des hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996) et valider nos deux prémisses générales de recherche. Nous nous concentrons sur l'hypothèse des perdants puisque c'est celle qui a été décrite de manière exhaustive au chapitre IV.

Pour ce qui est du deuxième groupe de fonds, une proportion de 21,739% des FCP-VAL perdants ont haussé davantage leur risque total (réalisé) par rapport à la variation médiane au cours du second semestre, tandis que 28,199% l'ont diminué davantage. Puisque la p-value de 0,000 est inférieure au seuil de significativité, quel qu'il soit, nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi. Les résultats sont donc significatifs, à un niveau de confiance de 99%, mais exposent un comportement rationnel conforme aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012). D'après cette gestion de risque rationnelle, par anticipation d'une hausse de risque chez les perdants, ce sont les gagnants qui augmentent davantage leur risque après le premier semestre. La proportion des gagnants ayant augmenté davantage leur niveau de risque par rapport à la variation médiane d'un semestre à l'autre (G-A) devrait alors être significativement supérieure à 25%. C'est ce qu'il est possible d'observer dans le cas présent, où la proportion des G-A des FCP-VAL est de 28,323%. Quant aux FCP-GRO, la proportion des P-A est de 23,857% avec une p-value de 0,100. La p-value n'étant pas inférieure au seuil de significativité de 0,100, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi pour ce type de fonds et les résultats ne sont pas significatifs.

Nos résultats sont en ligne avec les conclusions de Busse (2001), qui utilise également des données quotidiennes puisqu'elles seraient plus puissantes pour étudier la performance des fonds communs de placement. En employant des rendements journaliers plutôt que mensuels, ses résultats rejettent l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996), ce qui est aussi notre cas, bien que la période de temps testée ne soit pas la même.

Bref, en contexte d'évolution de marché convergent, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé) du premier au deuxième semestre ne confirment pas l'effet tournoi, sans exception. Seuls les résultats des FCP-VAL permettent de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi, mais ceux-ci semblent valider un comportement rationnel contraire à ce phénomène. Pour les trois autres styles de fonds, aucun comportement significatif n'est observé.

6.2.2 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé)

Tableau 9

Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique (réalisé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la mesure de variation du risque systématique (réalisé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Par style, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesure de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque systématique (réalisé)	SCAP	1336	7,485	0,006	26,871%	23,129%	23,129%	26,871%
	LCAP	1796	10,298	0,001	23,107%	26,893%	26,893%	23,107%
	VAL	805	2,091	0,148	23,727%	26,335%	26,211%	23,727%
	GRO	1291	0,281	0,596	24,632%	25,407%	25,329%	24,632%

Sur l'ensemble des années convergentes du premier groupe de fonds à l'étude, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé) du premier au deuxième semestre présentent des tendances contradictoires d'après les résultats du tableau 9. D'un côté, la fréquence d'observation des P-A des FCP-SCAP est de 26,871% avec une p-value de 0,006, ce qui tend vers l'effet tournoi. De l'autre côté, la fréquence d'observation des P-A des FCP-LCAP est de 23,107% avec une p-value de 0,001, ce qui tend vers un comportement rationnel. En d'autres mots, pour les FCP-SCAP, les gestionnaires de portefeuille perdants semblent augmenter davantage leur risque que les gagnants, ce qui est propre à l'effet tournoi, tandis que pour les FCP-LCAP, le comportement contraire, attribuable à une gestion de risque rationnelle, semble être observé. Dans ce dernier cas, ce sont plutôt les gestionnaires gagnants, en proportion de 26,893%, qui augmentent davantage leur risque au cours du second semestre. Chose certaine, les p-values étant toutes deux inférieures au seuil de significativité de 0,010, nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi dans les deux cas.

Quant au deuxième groupe de fonds, les FCP-VAL et GRO ne révèlent aucun effet tournoi. La proportion des P-A est de 23,727% et 24,632%, avec des p-values de 0,148 et 0,596 respectivement. Ainsi, puisque les p-values sont supérieures à 0,100, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi pour ces deux types de fonds et nous ne pouvons valider aucune de nos hypothèses générales.

En résumé, en contexte de marché convergent, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé) du premier au deuxième semestre montrent que les gestionnaires de FCP-SCAP semblent gérer les fonds de manière cohérente avec les hypothèses traditionnelles de l'effet tournoi de Brown et al. (1996) tandis que ceux de FCP-LCAP semblent adopter une gestion rationnelle des fonds, conformément aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012). Pour les FCP-VAL et GRO, aucune tendance n'est observée.

6.2.3 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (anticipé)

Tableau 10

Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique (anticipé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la mesure de variation du risque systématique (anticipé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Par style, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesure de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque systématique (anticipé)	SCAP	1336	6,898	0,009	26,796%	23,204%	23,204%	26,796%
	LCAP	1796	25,024	0,000	27,951%	22,049%	22,049%	27,951%
	VAL	805	12,675	0,000	21,863%	28,199%	28,075%	21,863%
	GRO	1291	0,281	0,596	24,632%	25,407%	25,329%	24,632%

Le tableau 10 présente les résultats des tables de contingence (en %) avec la variation du risque systématique (anticipé) en contexte de marché convergent. Pour le premier groupe de fonds, les FCP-SCAP et LCAP présentent une gestion de risque significativement conforme à l'effet tournoi. En effet, la proportion des P-A est de 26,796% pour les FCP-SCAP et de 27,951% pour les FCP-LCAP, avec des p-values de 0,009 et 0,000 respectivement. Ces dernières étant inférieures au seuil de significativité de 0,010, nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi et puisque les proportions sont supérieures à 25%, cela concorde avec l'effet tournoi. À un niveau de confiance de 99%, les gestionnaires de portefeuille perdants semblent augmenter davantage leur risque systématique (anticipé) que les gagnants d'un semestre à l'autre.

Les résultats des tables de contingence du deuxième groupe de fonds pointent toutefois dans la direction inverse spécifiquement dans le cas des FCP-VAL. Effectivement, 21,863% des perdants ont haussé davantage leur risque systématique (anticipé) par rapport à la variation médiane d'un semestre à l'autre comparativement à

28,199% pour les gagnants. Puisque la p-value de 0,000 est inférieure au seuil de significativité, quel qu'il soit, nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi, mais les résultats tendent vers un comportement rationnel plutôt que traditionnel. Ainsi, à un niveau de confiance de 99%, les gagnants semblent augmenter plus leur risque que les perdants au cours de la deuxième période. Quant aux FCP-GRO, la proportion des P-A est de 25,329% avec une p-value de 0,596. Toutefois, la p-value n'étant pas inférieure au seuil de significativité de 0,100, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi pour ce style.

Sommairement, sur l'ensemble des années convergentes des deux groupes de fonds à l'étude, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique (anticipé) semblent valider l'effet tournoi pour le premier groupe de fonds seulement. Pour le second groupe, les FCP-VAL exposent un comportement rationnel, tandis qu'aucune tendance n'est observée chez les FCP-GRO.

6.2.4 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 11

Tables de contingence par style de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Par style, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesure de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP	1336	9,389	0,002	27,096%	22,904%	22,904%	27,096%
	LCAP	1796	2,886	0,089	26,002%	23,998%	23,998%	26,002%
	VAL	805	5,579	0,018	27,081%	22,981%	22,857%	27,081%
	GRO	1291	3,689	0,055	26,336%	23,703%	23,625%	26,336%

D'après le tableau 11, en contexte de marché convergent, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) du premier au deuxième semestre pointent tous vers l'effet tournoi. Les gestionnaires perdants semblent augmenter davantage leur risque que les gestionnaires gagnants, et ce, tous styles confondus. Le rejet de l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi est clair pour chacun des quatre styles de fonds, puisque toutes les proportions des P-A sont supérieures à 25% et que toutes les p-values sont inférieures à 0,100. Il n'y a que le niveau de significativité qui varie selon les styles. Le seuil de significativité est de 1% pour les FCP-SCAP, de 5% pour les FCP-VAL et de 10% pour les FCP-LCAP et GRO. Donc, nos hypothèses générales de recherche, basées sur les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996), semblent être confirmées avec la variation de risque systématique global (anticipé). Contrairement aux mesures précédentes, celle-ci permet de capter les changements de style des gestionnaires de portefeuille en cours d'année compte tenu de l'évolution du marché,

des indices de référence et de leur importance relative, ce qui peut expliquer la clarté des résultats.

Pour conclure cette section, sur l'ensemble des années convergentes des deux groupes de fonds à l'étude, les résultats obtenus avec la variation de risque total (réalisé) rejettent l'effet tournoi. Or, cette mesure de risque statique est critiquable, car elle n'est pas liée aux intentions des gestionnaires de portefeuille, mais bien à la volatilité des fonds d'un semestre à l'autre. En poursuivant avec la variation du risque systématique, la mesure statique donne des résultats ambigus, tandis que la mesure conditionnelle, qui tient compte des anticipations des divers gestionnaires, confirme l'effet tournoi pour les FCP-SCAP et LCAP. Puis, avec la variation du risque systématique global (anticipé), qui contrôle pour un effet style, le biais comportemental en question est validé pour les quatre types de fonds. Ainsi, comme nous le supposions, le phénomène est plus fréquent avec les mesures de risque anticipé. Plus l'estimation du risque est précise et complète, plus l'effet tournoi apparaît en contexte de marché convergent.

L'analyse en contexte de marché convergent à l'aide des tables de contingence étant complétée, nous pouvons maintenant nous lancer dans l'analyse de la présence d'une stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi à l'intérieur de chacun des deux groupes de fonds (FCP-SCAP vs LCAP et FCP-VAL vs GRO).

6.3 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants avec des tables de contingence dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Afin de tester nos hypothèses spécifiques de recherche, nous étudions le comportement des gestionnaires de portefeuille perdants grâce à des tables de contingence, et ce, dans un contexte d'évolution de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL) dans un premier temps. D'après le classement d'années établi à la section 6.1, ces années divergentes pour les FCP-SCAP et LCAP sont 2000 à 2004, 2006, 2008 à 2011, 2013 et 2015, tandis que ces années divergentes pour les FCP-VAL et GRO sont 2001, 2002, 2005, 2006, 2010, 2013, 2014 et 2016.

Le tableau 12 de la page suivante présente les conclusions relatives aux tests de l'une de nos deux hypothèses spécifiques en fonction des deux groupes de fonds et des mesures de variation de risque utilisées. La section A montre les résultats en rapport avec la variation du risque systématique global (anticipé), alors que la section B expose ceux en lien avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé). Avec la mesure globale, rien n'est détecté, puis, avec les mesures plus précises, la stratégie momentum se manifeste pour le premier groupe de fonds. Les résultats des fréquences d'observation (en %) par mesure sont détaillés dans les sections subséquentes. À noter que la variation de l'exposition au facteur SMB n'est utilisée que pour les FCP-SCAP vs LCAP, tandis que la variation de l'exposition au facteur HML n'est utilisée que pour les FCP-VAL vs GRO. Ce sera également le cas pour les tests de Friedman (1920).

Aussi, le tableau 45 de l'annexe E présente les conclusions des tables de contingence en contexte divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL) par style de fonds plutôt que par groupe. Une telle analyse permet de comparer les perdants et les gagnants d'un seul et même type de fonds et semble faire ressortir davantage la stratégie momentum dans cette situation, particulièrement avec la variation du risque systématique global (anticipé). Ces résultats complètent alors ceux obtenus ici en analysant les gestionnaires de FCP-LCAP (GRO) perdants par rapport à ceux de FCP-SCAP (VAL) gagnants.

Tableau 12

Résultats sommaires des tables de contingence par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par groupe de fonds, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe la prime de marché $R_m - R_f$, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/T » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et l'effet tournoi, tandis que « R » signifie que les résultats exposent un comportement rationnel contraire à cette stratégie. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP VS LCAP	VAL VS GRO
Section A : Variation du risque systématique global		
Variation du risque systématique global (anticipé)		
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)		
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	M/T***	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	M/T***	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	

6.3.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 13

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années inclues dans ce contexte de marché bien précis, peu importe la prime de marché $R_m - R_f$, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-SCAP (VAL), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	0,189	0,663	24,818%	25,182%	25,182%	24,818%
	VAL VS GRO	2364	0,169	0,681	25,212%	24,788%	24,788%	25,212%
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	1,064	0,302	24,468%	25,532%	25,532%	24,468%
	VAL VS GRO	1398	0,026	0,873	25,107%	24,893%	24,893%	25,107%

Selon notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL), les FCP-LCAP (GRO) perdants tentent de répliquer les FCP-SCAP (VAL) gagnants de manière à profiter d'un effet momentum. Dans un tel contexte, la stratégie momentum semble confirmée si la proportion des P-A est supérieure à 25%, ce qui se rapporte également à l'effet tournoi. D'après le tableau 13, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-SCAP (VAL) des deux groupes de fonds à l'étude, les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) ne montrent aucune stratégie momentum ni même d'effet tournoi, et ce, peu importe le groupe ou la prime de marché cumulée. En effet, les FCP-LCAP perdants dont le changement de risque dépasse la variation médiane au cours du second semestre représentent 24,818% avec une p-value de 0,663 et cette même proportion est de 25,212%

avec une p-value de 0,681 pour les FCP-GRO perdants. Même si la fréquence observée excède 25% dans le dernier cas, les résultats ne sont pas significatifs puisque les p-values sont supérieures à 0,100. Nous ne rejetons donc pas l'hypothèse de l'absence de l'effet tournoi autant pour les FCP-SCAP vs LCAP que pour les FCP-VAL vs GRO.

Bref, les résultats obtenus avec la variation du risque global (anticipé) ne nous permettent pas d'affirmer que les perdants augmentent davantage leur risque que les gagnants, réfutant à la fois notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-SCAP (VAL) et celles de l'effet tournoi de Brown et al. (1996). Toutefois, afin de réaliser une analyse plus fine de la présence d'une stratégie momentum et sa relation avec l'effet tournoi, nous poursuivons avec une mesure de risque plus précise, soit la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) (anticipé).

6.3.2 Résultat des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP

Tableau 14

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé) pour les FCP-SCAP vs LCAP, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-SCAP (VAL), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	21,030	0,000	26,919%	23,081%	23,081%	26,919%
	VAL VS GRO	2364	-	-	-	-	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	21,734	0,000	27,404%	22,596%	22,596%	27,404%
	VAL VS GRO	1398	-	-	-	-	-	-

Contrairement aux résultats précédents, ceux obtenus avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé), dont les tests ont été effectués seulement sur les FCP-SCAP vs LCAP, semblent confirmer une stratégie momentum. Effectivement, le tableau 14 montre que la fréquence observée des FCP-LCAP perdants ayant un écart d'exposition qui excède l'écart médian est de 26,919% avec une p-value de 0,000. La proportion des P-A étant supérieure à 25% et sa p-value inférieure à 0,010, cela signifie qu'à un niveau de confiance de 99%, la stratégie momentum semble appuyée, tout comme l'effet tournoi. En ne considérant que les années divergentes favorables aux petites capitalisations dont la prime de marché cumulée est positive (M.F.), les résultats pointent dans la même direction et sont même amplifiés, tel qu'attendu. Dans un tel cas, où le marché est en hausse, la fréquence des P-A augmente à 27,404% avec une p-value de

0,000. Puisque le marché se porte bien, les gestionnaires semblent avoir confiance en l'effet momentum et en leur stratégie.

Cette différence de résultats en fonction de la mesure de risque utilisée peut provenir du fait que les tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) ne tiennent compte que de cette mesure de risque spécifique comparativement à celles avec la variation du risque systématique global (anticipé) qui prend aussi en considération la prime de risque de marché et la variation de l'exposition au facteur HML. De ce fait, les gestionnaires de portefeuille perdants peuvent augmenter leur exposition au facteur de risque, mais demeurer globalement moins risqué et vice-versa.

En d'autres mots, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux petites capitalisations, les résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) montrent que l'exposition des FCP-LCAP perdants augmente davantage que celle des FCP-SCAP gagnants potentiellement parce qu'ils répliquent la stratégie gagnante. Dans un tel cas, les perdants augmentent davantage leur risque que les gagnants, ce qui concorde avec l'effet tournoi également. Notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-SCAP (VAL) semble donc confirmée pour les FCP-SCAP vs LCAP.

6.3.3 Résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.

Tableau 15

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML (anticipé) pour les FCP-VAL vs GRO, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-SCAP (VAL), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	2364	1,523	0,217	25,635%	24,365%	24,365%	25,635%
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	1398	0,484	0,487	24,535%	25,465%	25,465%	24,535%

Pour ce qui est du deuxième groupe de fonds, l'analyse plus fine, effectuée ici sur les FCP-VAL vs GRO, ne montre aucun signe de stratégie momentum ou d'effet tournoi sur l'ensemble des années divergentes favorables aux fonds de type valeur. Effectivement, selon le tableau 15, la proportion des FCP-GRO perdants ayant un changement d'exposition au risque qui dépasse la variation médiane correspond à 25,635% avec une p-value de 1,523. Bien que la fréquence observée soit supérieure à 25%, la p-value ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi. Les résultats pointent dans la même direction même en ne considérant que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.). La fréquence observée lorsque le marché est en hausse diminue à 24,535% avec une p-value de 0,487.

En somme, avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé), notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-SCAP (VAL) n'est pas validée et celle de l'effet tournoi non plus. Rien n'indique que les perdants augmentent davantage leur exposition au risque que les gagnants d'un semestre à l'autre dans le but de répliquer la stratégie gagnante.

Pour résumer cette section, les résultats des tables de contingence par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) n'appuient pas notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-SCAP (VAL). Il ne semble d'ailleurs y avoir aucun effet tournoi d'après cette mesure de risque. Toutefois, l'analyse plus fine réalisée avec la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) révèle une stratégie momentum concordant avec un effet tournoi dans le cas des FCP-SCAP vs LCAP. Encore une fois, plus l'estimation du risque se montre précise, plus les biais comportementaux sont détectés, tel qu'attendu. Il nous reste à analyser ce qu'il en est dans le contexte de marché divergent en faveur des fonds inverses, où nous nous attendons à ce qu'un comportement rationnel apparaisse comme signe d'une potentielle stratégie momentum.

6.4 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants avec des tables de contingence dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Dans cette section, nous continuons à étudier le comportement des gestionnaires de portefeuille perdants, mais dans un contexte divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) cette fois-ci. Les perdants ne sont plus les FCP-LCAP (GRO), mais bien les FCP-SCAP (VAL) dans un tel cas. D'après le classement d'années établi à la section 6.1, les années divergentes pour les FCP-SCAP et LCAP sont 2005 et 2014, tandis que les années divergentes pour les FCP-VAL et GRO sont 1999, 2003, 2007 à 2009, 2011 et 2015.

Le tableau 16 de la page suivante présente les conclusions relatives aux tests de notre deuxième hypothèse spécifique en fonction des deux groupes de fonds et des mesures de variation de risque utilisées. La section A montre les résultats en rapport avec la variation du risque systématique global (anticipé), alors que la section B expose ceux en lien avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé). Tel qu'attendu, un comportement rationnel ressort à quelques reprises dans cette situation particulière, ce qui signale la présence d'une stratégie momentum. Les résultats des fréquences d'observation (en %) par mesure sont détaillés dans les sections subséquentes. Encore une fois, la variation de l'exposition au facteur SMB n'est utilisée que pour les FCP-SCAP vs LCAP, tandis que la variation de l'exposition au facteur HML n'est utilisée que pour les FCP-VAL vs GRO. Il en sera de même pour les tests de Friedman (1920). À noter que le tableau 46 de l'annexe E présente les conclusions des tables de contingence en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) par style de fonds, plutôt que par groupe, et pointent dans la même direction que les résultats sommaires qui suivent.

Tableau 16

Résultats sommaires des tables de contingence par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par groupe de fonds, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe la prime de marché $R_m - R_f$, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/R » signifie que les résultats appuient la présence d'une stratégie momentum, ce qui ne concorde pas avec un effet tournoi « T », mais bien avec un comportement rationnel cette fois-ci. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP VS LCAP	VAL VS GRO
Section A : Variation du risque systématique global		
Variation du risque systématique global (anticipé)	M/R***	T***
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.	M/R***	T***
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)		
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	T*	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.		-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	M/R***
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	M/R***

6.4.1 Résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 17

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation du risque systématique global pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-LCAP (GRO), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	13,241	0,000	21,552%	28,448%	28,448%	21,552%
	VAL VS GRO	2060	21,817	0,000	27,573%	22,427%	22,427%	27,573%
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	9,714	0,002	21,429%	28,571%	28,571%	21,429%
	VAL VS GRO	1760	9,900	0,002	26,875%	23,125%	23,125%	26,875%

Selon notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO), les FCP-SCAP (VAL) perdants tentent de répliquer les FCP-LCAP (GRO) gagnants de manière à profiter d'un effet momentum. Ainsi, lorsque la différence de performance avantage les FCP-LCAP (GRO), la stratégie momentum se confirme dans le cas où la proportion des fonds perdants ayant diminué davantage leur niveau de risque par rapport à la variation médiane d'un semestre à l'autre (P-D) est supérieure à 25% contrairement au contexte précédent où il s'agissait de la proportion des P-A. Dans cette situation, les comportements observés en matière de gestion de risque s'opposent à l'effet tournoi et concordent plutôt avec un comportement rationnel.

Le tableau 17 présente les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-LCAP (GRO) des deux groupes de fonds à l'étude. Les FCP-SCAP perdants dont le changement de risque est inférieur à la variation médiane au cours du second semestre représentent 28,448% avec une p-value de 0,000, alors que cette même proportion est de 22,427% avec une p-value de 0,000 pour les FCP-VAL perdants. D'après les p-values, nous rejetons l'hypothèse nulle de la distribution aléatoire des rangs autant pour les FCP-SCAP vs LCAP que pour les FCP-VAL vs GRO. À un niveau de confiance de 99%, il semble donc y avoir une certaine gestion de risque de la part des gestionnaires de portefeuille, mais elle diffère selon le groupe de fonds.

D'un côté, la fréquence des P-D du premier groupe, qui correspond aussi à celle des G-A, est supérieure à 25%, ce qui semble confirmer notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-LCAP (GRO). Cela concorde également avec un comportement rationnel plutôt qu'avec un effet tournoi, tel qu'attendu dans une telle situation. Ainsi, pour la deuxième période, les FCP-LCAP perdants semblent diminuer davantage leur risque systématique global (anticipé) que les FCP-SCAP gagnants afin de répliquer la stratégie gagnante basée sur des fonds à moindre risque. De l'autre côté, la fréquence des P-D du deuxième groupe est inférieure à 25%, ce qui n'appuie pas notre hypothèse spécifique. Les FCP-VAL perdants semblent augmenter davantage leur risque que les FCP-GRO gagnants, validant l'effet tournoi, mais pas la stratégie momentum, à l'inverse du premier groupe.

Brièvement, dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO), le risque systématique global (anticipé) des FCP-SCAP perdants diminue plus que celui des FCP-LCAP gagnants pour la deuxième période. Toutefois, ce n'est pas le cas pour les FCP-VAL vs GRO. La stratégie momentum semble donc se confirmer dans le premier cas seulement. Les résultats pointent dans la même direction même en ne considérant que les années où la prime de marché est favorable (M.F.). Afin de réaliser une analyse plus fine, nous poursuivons avec la variation de l'exposition au facteur SMB (HML).

6.4.2 Résultat des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP

Tableau 18

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé) pour les FCP-SCAP vs LCAP, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-LCAP (GRO), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	3,310	0,069	26,724%	23,276%	23,276%	26,724%
	VAL VS GRO	2060	-	-	-	-	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	0,034	0,855	24,790%	25,210%	25,210%	24,790%
	VAL VS GRO	1760	-	-	-	-	-	-

Dans ce contexte favorable aux grandes capitalisations, contrairement aux résultats obtenus avec la variation du risque systématique global (anticipé), ceux obtenus avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) ne révèlent aucune stratégie momentum pour le premier groupe de fonds. En effet, le tableau 18 montre que la proportion des P-D est de 23,276% avec une p-value de 0,069. Cette fréquence inférieure à 25% n'appuie pas notre hypothèse spécifique, mais puisque la p-value est inférieure à 0,100, nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi pour les FCP-SCAP vs LCAP. À un niveau de confiance de 90%, les FCP-SCAP perdants semblent augmenter davantage leur risque que les FCP-LCAP gagnants, validant la présence d'un effet tournoi, mais aucune stratégie momentum.

En ne considérant que les années divergentes favorables aux FCP-LCAP dont la prime de marché cumulée est positive (M.F.), la fréquence observée des P-D augmente à 25,210% avec une p-value de 0,855. Malgré le fait que la proportion soit supérieure à 25%, la p-value ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet tournoi. Aucune gestion de risque n'est observée dans ce marché haussier contrairement à la forte stratégie momentum à laquelle nous nous attendions. Notre hypothèse spécifique est rejetée ici aussi.

Comme expliqué précédemment, cette différence peut provenir du fait que les résultats des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) prennent en compte la prime de risque de marché et la variation de l'exposition au facteur HML en plus de celle du facteur SMB. Les conclusions relatives à ces deux facteurs distincts peuvent varier et pointer dans des sens opposés. Ainsi, le fait de les considérer tous les deux dans une seule et même formule influence de manière considérable la variation de risque systématique global (anticipé), ce qui peut expliquer les résultats opposés obtenus pour le même groupe de fonds en fonction de la mesure de risque utilisée.

En d'autres mots, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-LCAP, les résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) du premier au deuxième semestre ne confirment pas notre hypothèse spécifique, et ce, peu importe la prime de marché cumulée. Il ne semble y avoir aucune stratégie momentum, mais il semble tout de même y avoir un effet tournoi. Ces résultats contredisent les conclusions obtenues à l'aide de la variation du risque systématique global (anticipé). À noter que le niveau de confiance des conclusions est plus élevé avec la mesure précédente qu'avec celle-ci (99% versus 90%).

6.4.3 Résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.

Tableau 19

Tables de contingence par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP- LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les fréquences d'échantillons (en %) des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML (anticipé) pour les FCP-VAL vs GRO, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). La mesure de variation se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Par groupe, nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites divergentes en faveur des FCP-LCAP (GRO), la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Fonds gagnants		Fonds perdants	
					Baisse	Hausse	Baisse	Hausse
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	2060	15,037	0,000	22,864%	27,136%	27,136%	22,864%
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	1760	21,827	0,000	24,883%	25,134%	25,099%	24,883%

D'après le tableau 19, les résultats des tables de contingence avec la variation de l'exposition au facteur HML supportent notre hypothèse spécifique en contexte de marché favorable aux FCP-LCAP (GRO). Effectivement, les FCP-VAL perdants dont le changement de risque est inférieur à la variation médiane au cours du second semestre représentent 27,136% avec une p-value de 0,000, ce qui appuie la stratégie momentum et le comportement rationnel tel que décrit par Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012) du même coup. Donc, pour la deuxième période, les FCP-VAL perdants semblent diminuer davantage leur exposition au facteur de risque HML que les FCP-GRO gagnants. Les résultats pointent dans la même direction en ne considérant que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.), mais la proportion des P-D est amoindrie.

Ainsi, ici encore, les résultats de l'analyse plus fine contredisent ceux obtenus précédemment avec l'analyse plus globale, ce qui ne nous permet pas d'obtenir des conclusions bien claires. Avec la variation du risque systématique global (anticipé), l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) semble confirmée pour le premier groupe de fonds, mais pas pour le deuxième, tandis qu'avec les analyses plus fines, il s'agit du second groupe qui tend vers la réplication de la stratégie gagnante plutôt que le premier, qui rejette l'hypothèse spécifique dans ce cas-ci. Par ailleurs, le fait de ne considérer que les années où le marché est en hausse (M.F.) ne semble avoir aucun effet généralisé sur le comportement des gestionnaires de portefeuille.

Malgré ces résultats ambigus qui ne nous permettent pas nécessairement de statuer sur la stratégie momentum par groupe de fonds dans une telle situation de marché, les observations concordent avec nos anticipations de manière plus générale. En effet, alors que dans le contexte divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), aucun comportement rationnel n'était détecté, ce biais apparaît dans le contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO), conformément à une gestion de risque basée sur la réplication de la stratégie gagnante.

La variabilité des conclusions peut être due aux mesures de risque, mais aussi à la méthodologie. En effet, en n'utilisant qu'une médiane pour distinguer les perdants des gagnants, nous ne tenons pas compte de leur rang. C'est pourquoi nous avons également recours au test non paramétrique de Friedman (1920) pour approfondir notre analyse. Ce test devrait se montrer plus précis que les tables de contingence. Toutefois, contrairement aux tables de contingence qui permettent d'effectuer plusieurs tests d'hypothèses en même temps (l'effet tournoi et le comportement rationnel) le test de Friedman (1920) ne permet d'en tester qu'une seule à la fois, soit l'effet tournoi.

6.5 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants et gagnants avec des tests de Friedman (1920) dans un contexte de marché convergent

Toujours dans le but de tester la présence de l'effet tournoi en contexte de marché convergent, nous poursuivons l'analyse du comportement des gestionnaires de portefeuille en ayant recours, cette fois-ci, à des tests de Friedman (1920). D'après le classement établi à la section 6.1, les années convergentes pour les FCP-SCAP et LCAP sont 1999, 2007, 2012 et 2016, tandis que pour les FCP-VAL et GRO, ce sont 2000, 2004 et 2012.

Le tableau 20 présente les conclusions relatives aux tests de nos hypothèses générales de recherche en fonction des fonds et des mesures de variation de risque utilisées. Les résultats des fréquences d'observation (en %), pour chacune des quatre mesures de risque, sont détaillés dans les quatre sections subséquentes. Dans l'ordre, les mesures en question sont les suivantes : la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé), la variation du risque systématique (anticipé) et la variation du risque systématique global (anticipé). Après ces analyses, nous pourrions comparer les résultats obtenus avec les tables de contingence et les tests de Friedman (1920).

Tableau 20

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par style de fonds avec les mesures de variation de risque en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tests de Friedman (1920) par style de fonds avec les quatre mesures de variation de risque décrites à la section 4.2, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Les mesures utilisées sont la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) ainsi que la variation du risque systématique global (anticipé). La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec l'effet tournoi. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Variation du risque total (réalisé)	T***			
Variation du risque systématique (réalisé)	T*			
Variation du risque systématique (anticipé)	T*	T***		
Variation du risque systématique global (anticipé)	T***			

6.5.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé)

Tableau 21

Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque total (réalisé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque total (réalisé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par style, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque total (réalisé)	SCAP	1336	1501,074	0,001	0,204	0,140	0,053	0,123	-0,024	0,016	-0,155	0,079	-0,200	-0,233
	LCAP	1796	1830,674	0,273	0,015	0,070	0,014	0,054	0,118	0,015	-0,031	-0,025	-0,144	-0,080
	VAL	805	741,833	0,942	-0,090	-0,138	-0,108	0,011	-0,062	0,122	-0,016	0,250	0,181	-0,150
	GRO	1291	1191,119	0,976	-0,581	-0,065	0,038	0,370	-0,023	0,065	0,025	0,136	-0,011	0,047

Selon les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996), sur lesquelles se basent nos hypothèses générales en contexte de marché convergent, l'effet tournoi est confirmé lorsque les rangs des perdants du premier semestre concordent avec les rangs des fonds dont l'écart de risque est le plus élevé d'une période à l'autre. Un des avantages de l'analyse des moyennes de variation de risque est que celle-ci permet d'observer les extrêmes, à savoir le comportement des gestionnaires de portefeuille se situant dans le premier et le dernier décile. En n'observant que ces parties, l'effet tournoi semble validé lorsque le dernier décile augmente davantage son risque par rapport au premier décile d'un semestre à l'autre, et vice-versa.

D'après le tableau 21, sur l'ensemble des années convergentes des deux groupes de fonds à l'étude, les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé) du premier au deuxième semestre exposent une gestion de risque en ligne avec l'effet tournoi pour les FCP-SCAP seulement. En effet, la moyenne de variation du risque total (réalisé) du pire décile de performance est de 0,204, tandis que celle du premier décile

est de -0,233 avec une p-value de 0,001. À un niveau de confiance de 99%, les gestionnaires perdants semblent augmenter davantage leur risque total d'un semestre à l'autre comparativement aux gagnants qui l'ont au contraire diminué. D'ailleurs, les variations de risque moyennes des deux pires déciles (10 et 9) sont les deux plus élevées parmi tous les déciles et celles des deux meilleurs déciles (1 et 2) sont les deux plus négatives de toutes. La coïncidence des rangs semble donc validée et se montre en faveur des hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996) en ce qui concerne les FCP-SCAP.

Toutefois, ce n'est pas le cas des autres types de fonds. D'un côté, même si les FCP-LCAP du dernier décile semblent hausser davantage leur risque au cours du deuxième semestre par rapport au premier décile, avec des écarts moyens de 0,015 et de -0,080 respectivement, les résultats ne sont pas significatifs puisque la p-value de 0,273 est supérieure au seuil de significativité, quel qu'il soit. C'est également le cas des FCP-VAL, pour lesquels aucune tendance significative n'est observée avec cette mesure de risque. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de la distribution aléatoire des rangs d'une période à l'autre. Aucune dépendance entre les observations n'est révélée, ce qui semble invalider l'effet tournoi pour ces deux styles. D'un autre côté, pour les FCP-GRO, les perdants semblent baisser davantage leur risque par rapport aux gagnants plutôt que l'augmenter, et vice-versa. En effet, le pire décile de performance (10) présente l'écart moyen le plus négatif de tous, tandis que le meilleur décile (1) présente une variation positive supérieure à ce dernier décile, ce qui contredit l'effet tournoi. Cela serait plutôt conforme avec un comportement rationnel tel qu'obtenu par Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012), mais ce n'est pas l'hypothèse testée ici.

Bref, les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé) du premier au deuxième semestre confirment la présence de l'effet tournoi traditionnel pour un des quatre styles de fonds, plus précisément les FCP-SCAP. Les résultats FCP-GRO, quant à eux, semblent exposer une gestion de risque rationnelle contraire à cet effet, tandis qu'aucun comportement significatif n'est observé pour ce qui est des deux autres styles de fonds.

6.5.2 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé)

Tableau 22

Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique (réalisé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique (réalisé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par style, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque systématique (réalisé)	SCAP	1336	1403,442	0,094	-0,038	0,045	0,047	0,194	-0,028	0,049	-0,038	0,120	-0,041	-0,307
	LCAP	1796	1683,455	0,971	-0,086	0,051	-0,075	0,012	0,102	0,118	-0,019	-0,069	-0,041	-0,001
	VAL	805	736,974	0,956	-0,016	-0,212	-0,137	-0,003	-0,067	0,052	0,030	0,193	0,082	0,076
	GRO	1291	1280,490	0,569	-0,061	0,131	0,095	0,148	-0,258	-0,076	-0,024	-0,086	0,111	0,020

Le tableau 22 montre que sur l'ensemble des années convergentes du premier groupe de fonds à l'étude, seuls les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé) des FCP-SCAP appuient l'effet tournoi. Avec une p-value de 0,094, nous observons un écart de risque moyen plus élevé pour le dernier décile que pour le premier décile (-0,028 versus -0,307), nous rejetons donc l'hypothèse nulle de la distribution aléatoire des rangs. À un niveau de confiance de 90%, la coïncidence des rangs est validée, de même que l'effet tournoi. À noter que même si la variation de risque moyenne des perdants soit plus élevée que celle des gagnants, sa valeur demeure négative, ce qui témoigne d'une diminution de risque et non d'une augmentation comme le voudrait l'hypothèse des perdants de Brown et al. (1996). L'hypothèse des gagnants est néanmoins confirmée puisque ces derniers diminuent davantage leur risque que les perdants d'un semestre à l'autre d'après les extrêmes. L'écart moyen du premier décile est d'ailleurs le plus négatif de tous.

Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Chen et al. (2018) où les fonds gagnants diminuent leur risque après le premier semestre, sans nécessairement que les fonds perdants augmentent le leur. Cela suggère que l'effet tournoi se manifeste chez les gagnants spécifiquement, mais lorsque nous analysons plus finement les déciles suivants (9 versus 2), les deux hypothèses de l'effet tournoi sont bel et bien confirmées.

L'analyse des résultats des FCP-LCAP invalide l'effet tournoi. Le dernier décile présente une variation moyenne de risque de -0,086, soit la valeur la plus négative de toutes. Les perdants semblent baisser plus leur risque que les gagnants, ce qui s'oppose à l'effet tournoi. Il ne semble donc pas y avoir de tendance significative pour ce style.

Pour le deuxième groupe de fonds, les rangs de performance des perdants ne coïncident pas avec la variation moyenne de risque la plus élevée. Pour les FCP-VAL plus précisément, les cinq pires déciles (les perdants) sont négatifs, alors que les cinq meilleurs déciles de performance (les gagnants) sont positifs. Les gestionnaires de portefeuille gagnants semblent ainsi adopter un comportement rationnel conforme aux résultats de Taylor (2003) et Basak et Makarov (2012) puisque ce sont les gagnants qui augmentent davantage leur risque d'un semestre à l'autre par rapport aux perdants.

En somme, d'après les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation de risque systématique (réalisé) d'une période à l'autre, seuls les FCP-SCAP confirment l'effet tournoi, bien qu'une seule des deux hypothèses de Brown et al. (1996) n'est validée aux déciles extrêmes. Les FCP-LCAP ne présentent aucune tendance significative et les autres styles de fonds exposent une gestion de risque contraire à l'effet tournoi.

6.5.3 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (anticipé)

Tableau 23

Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique (anticipé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique (anticipé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par style, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque systématique (anticipé)	SCAP	1336	1408,557	0,079	-0,011	0,058	0,221	0,106	-0,169	0,021	-0,114	0,006	-0,076	-0,043
	LCAP	1796	2023,065	0,000	0,200	0,185	0,101	0,054	0,126	-0,002	-0,141	-0,212	-0,176	-0,131
	VAL	805	735,391	0,960	0,027	-0,178	-0,152	0,012	-0,060	0,032	0,039	0,064	0,128	0,086
	GRO	1291	1280,490	0,569	-0,061	0,131	0,095	0,148	-0,258	-0,076	-0,024	-0,086	0,111	0,020

Selon le tableau 23, avec la variation du risque systématique (anticipé), sur l'ensemble des années convergentes du premier groupe de fonds à l'étude, autant les résultats des FCP-SCAP que des LCAP pointent vers l'effet tournoi. Effectivement, le pire décile des FCP-SCAP présente un écart de risque moyen plus élevé que le meilleur décile (-0,011 vs -0,043) avec une p-value de 0,079. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle de la distribution aléatoire des rangs. À un niveau de confiance de 90%, la corrélation entre les rangs semble validée et en faveur d'un tournoi. À noter que l'écart a une valeur négative, ce qui témoigne d'une diminution de risque et non d'une augmentation comme le voudrait l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996). Ici encore, ces résultats appuient ceux obtenus par Chen et al. (2018) aux déciles extrêmes, mais les hypothèses traditionnelles sont toutes les deux confirmées lorsque nous analysons les déciles suivants (9 versus 2). Pour les FCP-LCAP, les résultats, plus significatifs, sont respectivement de 0,200 et -0,131 avec une p-value de 0,000. D'ailleurs, les cinq pires déciles (les perdants) présentent une augmentation de risque (variation positive), alors que les cinq meilleurs

déciles de performance (les gagnants) présentent une diminution de risque (variation négative). À un niveau de confiance de 99%, les perdants semblent donc augmenter davantage leur risque que les gagnants, et les gagnants semblent le diminuer davantage que les perdants au cours du deuxième semestre, ce qui concorde avec l'effet tournoi.

Par contre, les résultats du deuxième groupe de fonds s'y opposent. Pour les FCP-VAL et GRO, ce sont les fonds les plus performants qui présentent les moyennes les plus élevées (0,086 et 0,020) par rapport aux pires fonds (0,027 et -0,061). Les gagnants semblent donc augmenter davantage leur risque que les perdants d'un semestre à l'autre et non l'inverse d'après les déciles extrêmes. Plus particulièrement pour les FCP-VAL, les cinq meilleurs déciles de performance sont positifs et représentent les cinq variations moyennes les plus élevées, ce comportement rationnel est alors observable au-delà des extrémités pour ce style.

Ainsi, avec la variation du risque systématique (anticipé), la gestion de risque semble varier selon le groupe de fonds. Celle du premier groupe suggère un effet tournoi contrairement à celle du deuxième groupe qui suggère un comportement opposé.

6.5.4 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 24

Tests de Friedman (1920) par style de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché convergent

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les quatre styles de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché convergent. Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par style, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP	1336	1477,355	0,004	0,061	0,131	0,160	0,171	0,069	-0,124	-0,016	0,022	-0,016	-0,456
	LCAP	1796	1836,436	0,243	0,065	0,015	0,145	0,074	0,066	-0,065	-0,043	-0,255	0,042	-0,042
	VAL	805	852,440	0,115	0,342	-0,112	0,077	0,018	-0,066	-0,030	-0,239	0,018	-0,128	0,113
	GRO	1291	1318,922	0,282	0,120	0,028	0,051	0,095	-0,106	-0,208	-0,044	-0,046	-0,033	0,142

Ici encore, les tests sur les FCP-SCAP exposent un comportement et une gestion de risque conformes à l'effet tournoi, mais avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) cette fois. Effectivement, d'après le tableau 24, la variation moyenne de risque est de 0,061 pour le dernier décile, ce qui est plus élevé que la valeur de -0,456 observée pour le premier décile. Aussi, les cinq pires déciles présentent une augmentation de risque, alors que les cinq meilleurs déciles présentent une diminution de risque, à une exception près. Avec une p-value de 0,004, donc un niveau de confiance de 99%, les perdants semblent augmenter davantage leur risque que les gagnants d'une période à l'autre et les gagnants semblent le diminuer davantage que les perdants, ce qui concorde avec nos hypothèses générales de l'effet tournoi.

Cependant, ce n'est pas le cas des autres types de fonds. Bien que les FCP-LCAP du dernier décile semblent augmenter davantage leur risque au cours du deuxième semestre par rapport au premier décile, avec des écarts moyens de 0,065 et de -0,042 respectivement,

les résultats ne sont pas significatifs puisque la p-value de 0,243 est supérieure au seuil de significativité, quel qu'il soit. Dans ce cas-ci, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de la distribution aléatoire des rangs d'une période à l'autre. Aucune dépendance entre les observations n'est révélée par ce test, ce qui invalide l'effet tournoi. Dans le cas des FCP-VAL, le décile perdant présente la variation de risque la plus élevée avec une valeur de 0,342, ce qui est conforme à l'hypothèse des perdants, mais la p-value de 0,115 ne nous permet pas d'affirmer que cette tendance est significative.

Pour les FCP-GRO, il s'agit du premier décile qui présente l'écart de risque le plus élevé (0,142) en comparaison avec le dernier décile (0,120). Aux extrêmes, les gestionnaires gagnants semblent donc augmenter davantage leur risque au cours du second semestre que les perdants, un comportement rationnel contraire aux hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996). Il n'y a donc que les résultats des FCP-SCAP qui supportent l'effet tournoi avec la variation du risque systématique global (anticipé).

Pour conclure cette section, sur l'ensemble des années convergentes, peu importe la mesure de risque utilisée, la coïncidence des rangs semble valider nos hypothèses générales de l'effet tournoi pour les FCP-SCAP. Cet effet est également confirmé avec les FCP-LCAP, mais seulement avec la variation du risque systématique (anticipé). Au contraire, pour les FCP-GRO, toutes mesures de risque confondues, une gestion de risque tendant vers un comportement rationnel est plutôt observée, même si ce n'est pas l'hypothèse testée. C'est le cas également pour la moitié des tests effectués sur les FCP-VAL. Ici, la précision de la mesure de risque ne semble pas influencer la présence de l'effet tournoi contrairement à aux tables de contingence.

L'analyse de l'effet tournoi en contexte de marché convergent à l'aide des tests de Friedman (1920) étant complétée, nous pouvons maintenant recourir à ce même test pour nous lancer dans l'analyse en contexte de marché divergent. Nous suivons le même processus qu'avec les tables de contingence, donc nous commencerons par le contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL) pour finir avec celui favorable aux FCP-LCAP (GRO).

6.6 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants avec des tests de Friedman (1920) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Afin d'analyser la stratégie momentum, si existante, et sa relation avec l'effet tournoi dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), nous poursuivons les tests de Friedman (1920). D'après le classement d'années établi à la section 6.1, ces années divergentes pour les FCP-SCAP et LCAP sont 2000 à 2004, 2006, 2008 à 2011, 2013 et 2015, tandis que ces années divergentes pour les FCP-VAL et GRO sont 2001, 2002, 2005, 2006, 2010, 2013, 2014 et 2016.

Le tableau 25 de la page suivante présente les conclusions relatives aux tests de nos hypothèses spécifiques de recherche en fonction des deux groupes de fonds et des mesures de variation de risque utilisées. La section A montre les résultats en rapport avec la variation du risque systématique global (anticipé), alors que la section B expose les résultats en rapport avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé). La mesure globale confirme une stratégie momentum pour le premier groupe de fonds, alors que la mesure plus fine la valide pour le second groupe. Les résultats des fréquences d'observation par mesure sont détaillés dans les sections subséquentes.

Aussi, le tableau 47 de l'annexe F présente les conclusions des tests de Friedman (1920) en contexte divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL) par style de fonds plutôt que par groupe. Rappelons que l'analyse par style permet de comparer les perdants et les gagnants d'un seul et même type de fonds et dans ce cas-ci, vient appuyer la présente analyse des gestionnaires de FCP-LCAP (GRO) perdants par rapport à ceux de FCP-SCAP (VAL) gagnants.

Tableau 25

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), peu importe si la prime de marché $R_m - R_f$ est favorable ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/T » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et l'effet tournoi du même coup. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP VS LCAP	VAL VS GRO
Section A : Variation du risque systématique global		
Variation du risque systématique global (anticipé)		M/T*
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		M/T*
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)		
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	M/T***	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	M/T***	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	

6.6.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 26

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. La mesure de variation de risque se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP- SCAP (VAL), peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	3543,378	0,616	-0,165	-0,040	0,042	0,133	0,027	-0,098	0,093	-0,018	-0,052	-0,036
	VAL VS GRO	2364	2468,178	0,065	-0,115	-0,062	0,129	0,016	-0,019	-0,065	-0,005	-0,142	0,103	-0,303
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	2313,750	0,694	-0,115	0,025	-0,070	0,163	-0,022	0,003	0,089	0,011	-0,013	0,016
	VAL VS GRO	1398	1482,505	0,055	-0,095	-0,124	0,106	0,035	-0,031	-0,088	0,022	-0,092	-0,043	-0,299

Selon notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL), les FCP-LCAP (GRO) perdants tentent de répliquer les FCP-SCAP (VAL) gagnants de manière à profiter d'une persistance de la performance des fonds. Dans un tel contexte, la stratégie momentum semble confirmée lorsque les rangs des perdants du premier semestre concordent avec les rangs des fonds dont l'écart de risque est le plus élevé d'une période à l'autre, ce qui se rapporte également à l'effet tournoi.

D'après le tableau 26, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-SCAP (VAL), les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé) montrent une stratégie momentum pour le deuxième groupe

de fonds. En effet, les rangs des FCP-GRO perdants coïncident avec un écart de risque moyen plus élevé comparativement aux FCP-VAL gagnants. Le pire décile présente un écart de -0,115 et celui du meilleur décile est de -0,303 avec une p-value de 0,079. À un niveau de confiance de 90%, les rangs des fonds les moins performants semblent significativement corrélés avec ceux dont l'écart est le plus élevé, ce qui est conforme à une stratégie momentum et à un effet tournoi. Toutefois, l'écart négatif de l'extrémité perdante témoigne d'une baisse de risque et non d'une hausse comme le voudrait notre hypothèse spécifique ainsi que l'hypothèse des fonds perdants de Brown et al. (1996). Cette coïncidence des rangs pourrait être attribuable aux comportements des gagnants plutôt qu'à celui des perdants, tel qu'expliqué par Chen et al. (2018). La validité de la stratégie momentum est remise en question, tandis que celle de l'effet tournoi n'est que partiellement mise en doute, car les résultats demeurent conformes à l'hypothèse des gagnants. Les résultats sont significativement les mêmes, peu importe la prime de marché cumulée.

Pour ce qui est du premier groupe de fonds, les classements de transfert de risque ne semblent pas significativement différents d'un classement distribué de manière aléatoire, ce qui invalide notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-SCAP (VAL) ainsi que l'effet tournoi. Lorsque nous ne considérons que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.), nous observons même un comportement rationnel opposé d'après les déciles extrêmes.

Bref, dans un tel contexte de marché, les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation de risque systématique globale (anticipé) ne révèlent une stratégie momentum conforme également à un effet tournoi que pour un des deux groupes de fonds (VAL vs GRO). Cependant, après une analyse approfondie, l'écart moyen négatif des perdants du dernier décile remet en question la validité de la stratégie momentum observée, de même que l'hypothèse des perdants de Brown et al. (1996).

6.6.2 Résultat des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP

Tableau 27

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. La mesure de variation de risque se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	3776,296	0,008	-0,051	0,049	0,129	0,206	0,182	-0,076	-0,010	0,050	-0,055	-0,066
	VAL VS GRO	2364	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	2543,751	0,003	0,088	0,215	0,146	0,246	0,196	-0,072	-0,004	0,025	0,006	0,100
	VAL VS GRO	1398	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Contrairement aux résultats obtenus avec la variation de risque globale, ceux obtenus avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé), dont les tests ont été effectués seulement sur les FCP-SCAP vs LCAP, semblent confirmer une stratégie momentum dans ce contexte favorable aux FCP-SCAP. En effet, sur l'ensemble des années divergentes de ce groupe, le tableau 27 montre que le pire décile présente un écart de -0,051 comparativement à -0,066 pour le meilleur décile avec une p-value de 0,008. À un niveau de confiance de 99%, les rangs des gestionnaires les moins performants semblent significativement corrélés avec ceux dont l'écart de risque moyen est le plus élevé d'un semestre à l'autre, ce qui concorde avec une stratégie momentum et un effet tournoi du même coup. La valeur négative de l'extrémité perdante révèle cependant une baisse de

risque et non une hausse comme le voudrait notre hypothèse spécifique ainsi que l'hypothèse des fonds perdants. Ces résultats supportent ceux obtenus par Chen et al. (2018) aux déciles extrêmes, mais nos hypothèses sont toutes confirmées lorsque nous analysons les déciles suivants (9 versus 2). D'ailleurs, les quatre autres déciles perdants présentent des variations moyennes positives et les gagnants comptent quatre écarts moyens négatifs parmi les cinq déciles de performance, ce qui est en ligne avec nos prédictions.

En ne considérant que les années divergentes favorables aux FCP-SCAP dont la prime de marché cumulée est positive (M.F.), le bémol concernant la valeur négative de l'extrémité perdante disparaît, bien que l'écart reste légèrement inférieur à celui de l'extrémité gagnante. Dans un tel marché haussier, les quatre autres déciles perdants présentent une variation moyenne positive supérieure à l'écart des gagnants opposés, ce qui suggère une coïncidence des rangs et une stratégie momentum concordant aussi avec un effet tournoi. À un niveau de confiance de 99%, les FCP-LCAP perdants semblent augmenter davantage leur exposition au facteur SMB afin de répliquer la stratégie des FCP-SCAP gagnants et de profiter d'une potentielle persistance de la performance. Le marché se portant bien, les gestionnaires semblent avoir confiance en l'effet momentum et en leur stratégie, tel qu'attendu.

Bref, sur l'ensemble des années divergentes en faveur des FCP-SCAP du premier groupe de fonds à l'étude, les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) semblent confirmer la présence d'une stratégie momentum conforme également avec un effet tournoi, mais avec un certain doute. Celle-ci est plus claire dans un marché haussier (M.F.) où l'exposition des FCP-LCAP perdants augmente bel et bien davantage que celle des FCP-SCAP gagnants même si le doute persiste à l'extrémité perdante.

6.6.3 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.

Tableau 28

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. La mesure de variation de risque se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP- SCAP (VAL), peu importe si la prime de marché cumulée ($R_m - R_f$) est positive ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les fréquences relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	SCAP VS LCAP	3570	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	2364	2402,631	0,280	-0,023	-0,024	0,128	0,077	0,071	0,069	-0,062	-0,026	0,094	-0,136
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	2350	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	1398	1427,081	0,282	0,031	-0,164	0,000	-0,024	0,018	0,174	-0,116	-0,013	-0,103	-0,269

L'analyse plus fine, effectuée ici sur les FCP-VAL vs GRO grâce au tableau 28, ne montre aucun signe de stratégie momentum ou d'effet tournoi sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-VAL. Effectivement, malgré le fait que les rangs de performance des FCP-GRO perdants du dernier décile coïncident avec la variation moyenne de risque la plus élevée par rapport à ceux des FCP-VAL gagnants du premier décile (-0,023 versus -0,136), les résultats ne sont pas significatifs puisque la p-value de 0,280 est supérieure au seuil de significativité, quel qu'il soit. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle les rangs se distribuent de manière aléatoire d'une période

à l'autre. Nous arrivons aux mêmes conclusions même en ne considérant que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.).

En somme, les conclusions des tests avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) du premier au deuxième semestre invalident notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum en contexte de marché favorable aux FCP-SCAP (VAL) associé également à l'effet tournoi. Il ne semble pas y avoir de corrélation significative entre les classements des déciles performants en milieu d'année et les classements de transfert de risque en fin d'année.

Pour résumer cette section, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-SCAP (VAL), les résultats des tests de Friedman (1920) diffèrent selon la mesure de risque utilisée. Avec la variation du risque systématique global (anticipé), la stratégie momentum est observée dans le cas du deuxième groupe de fonds (FCP-VAL vs GRO), mais avec un certain doute puisque la coïncidence des rangs semble être attribuable aux gestionnaires de portefeuille gagnants plutôt que perdants. Ces résultats concordent également avec l'hypothèse des gagnants de Brown et al. (1996). L'analyse plus fine réalisée avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML), quant à elle, montre la présence d'une telle stratégie chez le premier groupe de fonds (FCP-SCAP vs LCAP) toujours avec un certain doute. La divergence des résultats rend difficile l'obtention de conclusions précises par rapport à la stratégie momentum. Il nous reste à analyser ce qu'il en est dans le contexte de marché divergent en faveur des fonds inverses, où cette stratégie devrait se refléter sous la forme d'un comportement rationnel, bien que ce ne soit pas l'hypothèse testée.

6.7 Analyse de la gestion de risque des gestionnaires perdants avec des tests de Friedman (1920) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Afin de compléter l'analyse, nous poursuivons en analysant le comportement des gestionnaires de portefeuille perdants grâce à des tests de Friedman (1920), mais dans un contexte d'évolution de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) cette fois-ci. D'après le classement d'années établi à la section 6.1, ces années divergentes pour les FCP-SCAP et LCAP sont 2005 et 2014, tandis que ces années divergentes pour les FCP-VAL et GRO sont 1999, 2003, 2007 à 2009, 2011 et 2015.

Le tableau 29 de la page suivante présente les conclusions relatives aux tests de nos hypothèses spécifiques de recherche en fonction des deux groupes de fonds et des mesures de variation de risque utilisées. La section A montre les résultats en rapport avec la variation du risque systématique global (anticipé), alors que la section B expose les résultats en rapport avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé). Tout comme avec les tables de contingence, un comportement rationnel semble apparaître dans cette situation, conformément à la présence d'une stratégie momentum. Les résultats des fréquences d'observation par mesure sont détaillés dans les sections subséquentes. À noter que le tableau 48 de l'annexe F présente les conclusions des tests de Friedman (1920) en contexte divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) par style de fonds plutôt que par groupe et vont dans le même sens que celles qui suivent.

Tableau 29

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds pour tester les hypothèses de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tests de Friedman (1920) par groupe de fonds, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP-GCAP (GRO), peu importe si la prime de marché $R_m - R_f$ est favorable ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/R » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et un comportement rationnel, mais contredisent l'effet tournoi « T ». Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP VS LCAP	VAL VS GRO
Section A : Variation du risque systématique global		
Variation du risque systématique global (anticipé)	M/R	T***
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		T**
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)		
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)		-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.		-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	M/R
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	M/R

6.7.1 Résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé)

Tableau 30

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation du risque systématique global (anticipé) pour les deux groupes de fonds à l'étude, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation du risque systématique global (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	633,099	0,955	0,156	-0,156	-0,112	-0,156	-0,150	0,029	0,095	0,320	0,105	0,174
	VAL VS GRO	2060	2265,803	0,001	-0,018	0,129	0,126	0,001	0,034	0,027	-0,038	-0,019	-0,001	-0,239
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	429,081	0,936	0,269	-0,127	-0,050	-0,191	-0,061	-0,147	0,120	0,573	0,169	0,176
	VAL VS GRO	1760	1883,544	0,020	-0,074	0,083	0,052	0,025	0,038	0,095	-0,052	0,024	0,003	-0,234

Selon notre hypothèse spécifique de la stratégie momentum dans un contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO), les FCP-SCAP (VAL) perdants tentent de répliquer les FCP-LCAP (GRO) gagnants de manière à profiter d'une persistance des fonds. Ainsi, dans cette situation, les FCP-SCAP (VAL) devraient diminuer davantage leur risque, ou leur exposition, que les FCP-LCAP (GRO). La stratégie momentum devrait faire en sorte que le dernier décile concorde avec l'écart de risque moyen le plus faible (ou le plus négatif) et que le premier décile concorde avec l'écart le plus élevé (ou le moins négatif).

D'après le tableau 30, les résultats des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé) pointent vers une stratégie momentum pour le premier groupe de fonds à première vue, mais cela pourrait être attribuable au comportement rationnel des gestionnaires gagnants plutôt qu'à une stratégie provenant des perdants. En effet, les FCP-SCAP perdants du dernier décile présentent une variation de 0,156, tandis que celle des FCP-LCAP gagnants du premier décile est de 0,174. L'écart plus faible chez les perdants peut nous faire croire à une stratégie momentum, mais la valeur positive de cet

extrême ne nous permet pas d'affirmer que les perdants diminuent davantage leur risque que les gagnants, comme le voudrait cette stratégie. Comme tous les déciles gagnants présentent une variation positive supérieure à celle des perdants, cela porte à croire que d'une période à l'autre, les gagnants augmentent plus leur risque que les perdants, ce qui concorde avec un comportement rationnel contraire à l'effet tournoi. Toutefois, il faut aussi mentionner que les quatre autres déciles perdants présentent une variation négative, ce qui suggère qu'au-delà de l'extrémité perdante, les fonds les moins performants diminuent bel et bien plus leur risque que les plus performants, conformément à la stratégie momentum. Il faudrait tester précisément l'hypothèse de la coïncidence des rangs d'un modèle rationnel pour éclaircir la situation et obtenir un niveau de significativité à cet effet. En marché favorable (M.F.), les résultats ambigus ne permettent pas de déceler une tendance.

Pour ce qui est du second groupe de fonds, en aucun cas le dernier décile ne présente une variation négative inférieure à celle du premier décile, invalidant notre hypothèse spécifique, mais pas nécessairement les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996). Ici, les FCP-VAL qui sous-performent présentent un écart de risque plus élevé que celui des FCP-GRO qui surperforment (-0,018 versus -0,239) avec une p-value de 0,001. À un niveau de confiance de 99%, les gagnants semblent diminuer plus leur risque que les perdants, soutenant l'hypothèse des fonds gagnants. D'ailleurs, les quatre premiers déciles montrent des diminutions de risque. À noter que la valeur négative du pire décile contredit l'hypothèse des fonds perdants, mais que les autres déciles perdants présentent tous des valeurs positives en ligne avec cette même hypothèse. En ne considérant que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.), les conclusions sont les mêmes, mais elles deviennent moins significatives.

Brièvement, avec la variation du risque systématique global (anticipé), la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) semble discutable et reste à valider pour les FCP-SCAP vs LCAP. Les résultats de ce groupe contredisent l'effet tournoi, ce qui est attendu dans un tel contexte. Il semble toutefois confirmé pour les FCP-VAL vs GRO où notre hypothèse spécifique est invalidée.

6.7.2 Résultat des tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur de risque SMB pour les FCP-SCAP vs LCAP

Tableau 31

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation de l'exposition au facteur de risque SMB (anticipé) pour les FCP-SCAP vs LCAP, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	696,951	0,472	0,223	0,108	-0,019	0,123	0,117	-0,118	-0,063	-0,032	0,014	0,085
	VAL VS GRO	2060	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	464,210	0,630	0,063	-0,034	0,080	-0,093	0,114	-0,157	0,153	0,249	0,024	-0,151
	VAL VS GRO	1760	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Dans ce contexte favorable aux FCP-LCAP, les résultats obtenus avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) invalident la stratégie momentum autant pour le premier que pour le second groupe de fonds. Le tableau 31 montre qu'en aucun cas, le dernier décile ne présente une variation inférieure à celle du premier décile. Même en regardant les déciles suivants, la variation de risque moyenne demeure plus élevée pour les perdants que pour les gagnants, ce qui infirme notre hypothèse spécifique.

Par rapport à l'effet tournoi, il est vrai que les cinq déciles perdants présentent des écarts supérieurs à ceux des cinq gagnants, mais la p-value de 0,472 (ou 0,630 dans un marché favorable) étant supérieure à tout seuil de significativité, cela ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle du test. Les classements de transfert de risque ne semblent pas significativement différents d'un classement distribué de manière aléatoire, ce qui invalide aussi l'effet tournoi. Bref, aucune tendance n'est observée pour les deux groupes de fonds.

6.7.3 Résultats des tests de Friedman (1920) de la variation de l'exposition au facteur de risque HML pour les FCP-VAL vs GRO.

Tableau 32

Tests de Friedman (1920) par groupe de fonds avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de Friedman (1920) avec la mesure de variation de l'exposition au facteur de risque HML (anticipé) pour les FCP-VAL vs GRO, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Pour ce faire, les fonds sont d'abord classés en déciles de performance d'après le premier semestre, le premier décile (1) représentant les meilleures performances et le dernier décile (10) représentant les pires performances. Ainsi, par groupe, nous retrouvons les moyennes d'évolution de la variation de risque en question au cours du deuxième semestre par décile de performance. Nous retrouvons également le nombre de fonds (N) compris dans les années dites convergentes, la statistique chi-deux (X^2) et la p-value qui y est associée.

Mesures de risque	Style	N	X^2	p-value	Déciles de performance après le premier semestre									
					10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	SCAP VS LCAP	696	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	2060	1855,720	0,999	-0,155	-0,048	0,052	0,060	-0,067	-0,031	-0,038	0,040	0,018	0,373
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	SCAP VS LCAP	476	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	VAL VS GRO	1760	1511,939	1,000	-0,142	-0,042	0,076	0,024	-0,084	-0,081	-0,026	0,087	0,133	0,482

Contrairement aux conclusions des tests avec la variation de risque systématique global (anticipé) pour le second groupe, celles de l'analyse plus fine réalisée avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) semblent révéler la présence d'une stratégie momentum en ce contexte de marché divergent favorable aux FCP-GRO. En effet, d'après le tableau 32, l'écart de risque moyen des fonds les moins performants est de -0,155, ce qui est plus faible que celui de 0,373 des fonds les plus performants. Il en va de même lorsque nous étendons l'analyse vers les déciles suivants (9 versus 2) et lorsque nous ne considérons que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.). Donc, pour la deuxième période, les FCP-VAL perdants semblent diminuer davantage leur risque que les FCP-GRO gagnants afin de répliquer la stratégie gagnante.

Par rapport à l'effet tournoi, puisque les gagnants augmentent davantage leur risque que les perdants au cours du second semestre, et vice-versa, ces résultats contredisent les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996), tel qu'attendu, et tendent plutôt vers un

comportement rationnel. Il faudrait toutefois tester précisément l'hypothèse de la coïncidence des rangs d'un modèle rationnel afin de déterminer le niveau de significativité d'une telle tendance et de la stratégie momentum observée. Bref, sur l'ensemble des années divergentes favorables aux FCP-VAL, les tests de Friedman (1920) avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) semblent confirmer notre hypothèse de la stratégie momentum, concordant avec un comportement rationnel plutôt qu'un effet tournoi.

Encore une fois, les résultats des analyses plus précises des tests de Friedman (1920) contredisent ceux obtenus avec l'analyse globale. Avec la variation du risque systématique global (anticipé), l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) semble confirmée pour le premier groupe de fonds, bien que discutable, mais pas pour le deuxième. Avec les analyses plus fines, il s'agit du second groupe qui tend vers la réplication de la stratégie gagnante plutôt que le premier.

Comme avec les tables de contingence, malgré la variabilité des résultats selon les mesures de risque utilisées, les observations concordent avec nos anticipations de manière plus générale. En effet, alors que dans le contexte divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), aucun comportement rationnel n'était détecté, ce biais apparaît dans le contexte favorable aux FCP-LCAP (GRO), conformément à une stratégie momentum.

Au final, les contradictions présentes dans les deux contextes de marché divergent font en sorte qu'il est difficile d'arriver à des conclusions claires par groupe de fonds quant à la présence d'une stratégie momentum et sa relation avec l'effet tournoi, surtout que des doutes persistent dans certains cas avec les tests de Friedman (1920). Toutefois, nous arrivons sensiblement aux mêmes conclusions avec les deux tests effectués dans ces deux contextes. La prochaine section nous permet d'ailleurs de les comparer plus en détail dans les trois contextes de marché à l'étude, donc en situation de marché convergent également.

6.8 Comparaison des résultats des deux tests non paramétriques

Chacun des tests possède ses avantages et ses inconvénients, les forces de l'un représentant les faiblesses de l'autre, et vice-versa. D'un côté, le point fort des tables de contingence est que nous pouvons tester plus d'une hypothèse à la fois, soit celle de l'effet tournoi et celle d'un comportement rationnel, contrairement aux tests de Friedman (1920) qui ne permet que de tester la simple hypothèse de l'effet tournoi dans notre cas. Avec ce dernier test, nous pouvons observer s'il y a une tendance contraire au phénomène, sans toutefois pouvoir valider qu'il s'agit réellement d'un comportement rationnel, comparativement aux tables qui fait clairement la distinction entre les deux gestions de risque. Son point faible se trouve toutefois dans sa méthodologie qui ne permet pas autant de précision que les tests de Friedman (1920) grâce à ses rangs.

En contexte de marché convergent, où 16 tables de contingence et 16 tests de Friedman (1920) ont été effectués, lorsque les tables de contingence pointent vers un comportement rationnel, il arrive à trois reprises que les tests de Friedman (1920) ne détectent aucune tendance, mais jamais ils ne pointent vers son opposé, l'effet tournoi. Lorsque les tables de contingence pointent vers l'effet tournoi, le même phénomène arrive à trois reprises également. L'inverse est aussi vrai, où une fois seulement, les tests de Friedman (1920) révèlent un effet tournoi alors que rien n'est détecté par les tables de contingence. En ce qui a trait aux résultats obtenus en contexte de marché divergent, quel qu'il soit, nous arrivons sensiblement aux mêmes conclusions par rapport à la stratégie momentum et à l'effet tournoi, à trois exceptions près parmi les 12 tests effectués par contexte divergent, pour un total de 24 tables de contingence et de 24 tests de Friedman (1920). Les deux tests non paramétriques semblent donc cohérents entre eux et nous permettent d'arriver à des conclusions similaires. Celles-ci sont d'ailleurs présentées tout juste après le chapitre VII traitant des limites.

CHAPITRE VII

LIMITES ET AVENUES DE RECHERCHE

Les principales limites de ce mémoire concernent certaines prémisses sur lesquelles se base notre analyse du comportement des gestionnaires de portefeuille sur le marché des fonds communs de placement. D'abord, nous supposons que l'effet tournoi, si existant, se manifeste au cours du second semestre de l'année, soit à partir du début du mois de juillet. Il s'agit de la périodicité suggérée d'après la littérature existante, qui montre que les gestionnaires sont généralement évalués semestriellement. Nous considérons donc deux périodes de temps égales pour tester la présence de l'effet tournoi. Or, il se pourrait que les gestionnaires soient évalués plus fréquemment, ce qui pourrait modifier le comportement observé quant à leur gestion de risque, et surtout le moment où l'effet tournoi pourrait se manifester. Par exemple, si les gestionnaires sont évalués trimestriellement ou même mensuellement, l'effet tournoi pourrait être observé plus tôt dans l'année. Une analyse selon différentes périodicités pourrait se révéler intéressante et complémentaire.

Ensuite, tel qu'abordé précédemment, une seule hypothèse a été étudiée avec les tests de Friedman (1920) en contexte de marché divergent, soit celle de la coïncidence des rangs révélant la présence d'un effet tournoi. Nous n'étions donc pas en mesure de valider un comportement rationnel, nous ne pouvions qu'observer une tendance à cet égard. Il resterait à valider cette hypothèse afin d'obtenir un niveau de significativité et d'éclaircir également les conclusions relatives à la présence d'une stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP(GRO) plus particulièrement.

Finalement, avec les tables de contingence, nous divisons les données des échantillons d'une année à l'aide d'une médiane des rendements, ce qui rend la séparation des fonds qui se rapprochent le plus de la médiane, autant au niveau des perdants que des gagnants, douteuse. Par contre, de cette façon tous les fonds sont pris en considération. Une analyse par décile grâce à des tests de Friedman (1920) permet de pallier à ce flou concernant les fonds médians, même si l'analyse basée seulement sur les extrêmes ne nous permette de considérer qu'une petite partie des fonds.

CONCLUSIONS

Ce mémoire a pour objectif principal de tester la présence de l'effet tournoi dans l'industrie des fonds communs de placement en contexte de marché convergent et d'analyser la stratégie momentum, si existante, et son rapport avec l'effet tournoi en contexte de marché divergent. Pour ce faire, nous avons analysé 27 594 fonds communs de placement analysés sur la période de 1999 à 2016 et provenant de deux groupes de fonds : les petites et les grandes capitalisations ainsi que les fonds de type valeur et croissance. Tout comme Busse (2001), nous avons utilisé des données quotidiennes.

Pour commencer, nous avons analysé l'écart de rendements des indices de référence dans chacun de ces groupes au cours du premier semestre afin d'évaluer les conditions de marché dans lesquelles se retrouvaient les fonds à l'étude et répondre au sous-objectif 1. Une fois la performance relative des indices évaluée, nous avons étudié le comportement des gestionnaires de portefeuille selon le contexte de marché dans lequel ils se trouvaient afin de répondre au sous-objectif 2. Dans un contexte de marché convergent, nous nous sommes donc intéressés à savoir si les gestionnaires de portefeuille perdants augmentaient davantage leur risque que les gagnants d'une période à l'autre, et vice-versa, afin de tester nos hypothèses générales basées sur les hypothèses traditionnelles de Brown et al. (1996). Dans un contexte de marché divergent, nous avons porté notre attention plus particulièrement sur les gestionnaires de portefeuille perdants dans le but de tester nos hypothèses spécifiques de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL) et favorable aux FCP-LCAP (GRO). En d'autres mots, nous avons observé si ces perdants tentent de répliquer la stratégie des gagnants au cours du deuxième semestre afin de monter dans le classement de performance et de profiter d'un effet momentum. Dans de telles situations de marché, nous avons également étudié la relation de ce phénomène avec l'effet tournoi. Toute cette analyse a été effectuée grâce à des tables de contingence et à des tests de Friedman (1920), peu employés dans la littérature, afin de finalement répondre à l'objectif 3 de notre recherche.

Selon les hypothèses testées et le contexte de marché, différentes mesures de risque ont été utilisées, certaines dans un contexte statique (risque réalisé), d'autres, davantage liées aux intentions des gestionnaires de portefeuille (Kempf et al., 2009), dans un contexte conditionnel (risque anticipé). Dans un contexte de marché convergent, nous avons utilisé la variation du risque total (réalisé), la variation du risque systématique (réalisé et anticipé) et la variation de risque systématique global (anticipé). En contexte de marché divergent, afin de tester les hypothèses spécifiques de la stratégie momentum et son rapport à l'effet tournoi, nous avons utilisé la variation de l'exposition au facteur SMB (HML) en plus de la variation du risque systématique global (anticipé). D'ailleurs, ces dernières mesures proviennent toutes d'une équation propre à ce mémoire.

En contexte convergent, d'après les résultats des tables de contingence, l'effet tournoi est plus fréquent avec des mesures de risque anticipé que réalisé. Plus l'estimation du risque est précise, plus l'effet tournoi apparait, conformément à nos attentes. Ainsi, avec les modèles conditionnels, nos hypothèses générales de l'effet tournoi sont confirmées pour les fonds du premier groupe, c'est-à-dire les FCP-SCAP et LCAP. La variation du risque systématique global (anticipé), contrôlant pour l'effet style et représentant la mesure la plus complète, confirme également le phénomène pour les fonds du second groupe, c'est-à-dire les FCP-VAL et GRO. En comparaison, les analyses effectuées avec les mesures de risque réalisé, moins adéquates, ne détectent généralement aucun effet tournoi, et tendent même vers un comportement rationnel contraire à cet effet pour les FCP-VAL et les FCP-LCAP.

Les résultats des tests de Friedman (1920) supportent les conclusions des tables de contingence quant aux FCP-SCAP. D'un semestre à l'autre, les perdants de ce style augmentent davantage leur risque que les gagnants, et vice-versa. Par ailleurs, les résultats des tests de Friedman (1920) semblent appuyer le comportement rationnel observé chez les FCP-VAL avec les tables de contingence. Néanmoins, cela reste à confirmer pour les tests par décile. La validation de notre hypothèse générale de l'effet tournoi dépend donc du modèle sur lequel se basent les mesures de risque (statique versus conditionnel) ainsi que des groupes de fonds.

En contexte de marché divergent, au-delà des contradictions selon les mesures de risque utilisées, les deux tests sont cohérents et pointent sensiblement vers les mêmes conclusions. D'abord, en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), avec la variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé), ils détectent une stratégie momentum concordant avec un effet tournoi pour le premier groupe de fonds. Puis, en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO), ils révèlent une stratégie momentum pour le premier groupe de fonds avec la variation du risque systématique global (anticipé) et pour le deuxième groupe avec la variation de l'exposition au facteur HML (anticipé). Dans ces derniers cas de figure, la stratégie momentum concorde avec un comportement rationnel contraire à l'effet tournoi, un biais qui apparaît exclusivement dans cette situation de marché divergent, conformément à nos attentes face à la présence d'une stratégie momentum. Aussi, peu importe la situation de marché, le fait de ne considérer que les années où la prime de marché cumulée est positive (M.F.) n'a que très peu d'impact sur les conclusions obtenues.

Pour finir, suivant le raisonnement de Chevalier et Ellison (1997) qui suggère que les gagnants répliquent un indice de référence au cours du second semestre, les mesures de prises de risque pourraient s'avérer plus adéquates que les mesures de variation de risque pour tester les hypothèses relatives au comportement des gagnants. Elles pourraient aussi permettre de mieux détecter la présence d'une stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO) et d'y tester l'hypothèse d'un comportement rationnel pour les tests de Friedman (1920) plus spécifiquement. Il serait alors intéressant d'utiliser de telles mesures afin de compléter les résultats de notre étude en contexte de marché divergent.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BASAK, S. et MAKAROV, D. (2012). Difference in Interim Performance and Risk Taking with Short-Sale Constraints. *Journal of Financial Economics*, 103(2), 377-392.
- BLACK, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Finance*, 45(3), 444-455.
- BOGLE J. C. (2005). The Mutual Fund Industry Sixty Years Later : For Better or Worse ? *Financial Analysts Journal*, 61(1), 30-39.
- BOLLEN, N. P. B. et BUSSE, J. A. (2001). On the Timing Ability of Mutual Fund Managers. *Journal of Finance*, 56(3), 1075-1094.
- BOLLEN, N. P. B. et BUSSE, J. A. (2005). Short-Term Persistence in Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*, 18(2), 569-597.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- BOLLERSLEV, T., ENGLE, R.F. et WOOLDRIDGE J. M. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96(1), 116-13.
- BROWN, S. J. et GOETZMANN, W. N. (1995). Performance Persistence. *The Journal of Finance*, 50(2), 679-698.
- BROWN, S. J. et GOETZMANN, W. N. (1997). Mutual fund styles. *Journal of Financial Economics*, 43(3), 373-399.
- BROWN, K. C., HARLOW, W.V. et STARKS, L. T. (1996). Of Tournaments and Temptations: An Analysis of Managerial Incentives in the Mutual Fund Industry. *Journal of Finance*, 51(1), 85-110.
- BUSSE, J. A. (2001). Another Look at Mutual Fund Tournaments. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 53-73.
- CAPON, N., FITZSIMONS, G. et PRINCE, R. (1996). An individual level analysis of the mutual fund investment decision. *Journal of Financial Services Research*, 10, 59-82.
- CARHART M. M. (1997), On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- CHAN, K. C. et CHEN, N.-F. (1988). An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk. *The Journal of Finance*, 43(2), 309-325.
- CHAN, L. K. C., CHEN, H.-L. et LAKONISHOK, J. (2002). On Mutual Fund Investment Styles. *Review of Financial Studies*, 15(5), 1407-1437.

- CHEN, H.-L. et PENNACCHI, G. G. (2009). Does Prior Performance Affect a Mutual Fund's Choice of Risk? Theory and Further Empirical Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 745-755.
- CHEN, N. F., ROLL, R. et ROSS, S.A. (1986). Economie Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- CHEN, J., HUGHSON, E. N. et STOUGHTON, N. (2018). Strategic Mutual Fund Tournaments. Working Paper, University of California - Davis, Claremont Colleges, and WU Vienna University of Economics and Business
- CHEVALIER, J. et ELLISON, G. (1997). Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives. *Journal of Political Economy*, 105(6), 1167-1200.
- CHEVALIER, J. et ELLISON, G. (1999). Career Concerns of Mutual Fund Managers. *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 389-432.
- CHRÉTIEN, S. et KAMMOUN, M. (2015). Mutual Fund Styles and Clientele-Specific Performance Evaluation, Working paper, Université Laval et Université du Québec en Outaouais
- CHRISTOPHERSON, J. A., FERSON W. E. et TURNER, A. L. (1999). Performance Evaluation Using Conditional Alphas and Betas. *Journal of Portfolio Management*, 26(1), 59-72.
- CHUI, A. C. W., TITMAN, S. et WEI, K. C. J. (2000). Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets. Working Paper, University of Texas at Austin.
- CULLEN, G., GASBARRO, D., MONROE, G. S. et ZUMWALT, J.K. (2012). Changes to Mutual Fund Risk: Intentional or Mean Reverting? *Journal of Banking and Finance*, 36(1), 112-120.
- DEROON, F. A., NIJMAN, T. E. et TER HORST, J. R. (2004). Evaluating Style Analysis. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 29-53.
- DIBARTOLOMEO, D. et WITKOWSKY, E. (1997). Mutuel fund misclassification: evidence based on style analysis. *Financial Analysts Journal*, 53(5), 32-43.
- DIMSON, E. (1979). Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197-226.
- EHRENBERG, R. et BOGNANNO, M. (1990). Do tournaments have incentive effects ? *Journal of Political Economy*, 98(6), 1307-1324.
- ELTON, E., GRUBER, M., DAS, S. et HLAVKA, M. (1993). Efficiency with costly information: A reinter- pretation of evidence for managed portfolios. *Review of Financial Studies*, 6(1), 1-22.

- ENGLE, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- ENGLE, R. F., LILIEN, D. M. et ROBINS, R. P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arck-M Model. *Econometrica*, 55(2), 391-407.
- ENGLE, R. F. et NG, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- FAMA, E. F. et FRENCH, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-466.
- FAMA, E. et FRENCH, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- FAMA, E. F. et FRENCH, K.R. (2015). A Five-factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- FARNSWORTH, H. et TAYLOR, J. (2006). Evidence on the Compensation of Portfolio Managers. *Journal of Financial Research*, 29(3), 305-324.
- FERSON, W.E. et HARVEY, C.R. (1991). The variation of economy risk premiums. *Journal of Political Economy*, 99(2), 385-415.
- FERSON, W. E., et QIAN, M. (2004). Conditional Performance Evaluation, Revisited. *The Research Foundation of the Association for Investment Management and Research (AIMR) and Blackwell Series in Finance*, 1-85.
- FERSON, W. E., and SCHADT, R. W. (1996). Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Journal of Finance*, 51(2), 425-462.
- FRIEDMAN, W. F. (1920). The Index of Coincidence and its Application in Cryptography. *The Riverbank Publications*, Aegean Park Press, 22.
- GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R. et RUNKLE, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- GOETZMANN, W. N., INGERSOLL, J. et IVKOVIC, Z. (2000). Monthly measurement of daily timers. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 257-290.
- GOETZMANN, W. et PELES, N. (1997). Cognitive dissonance and mutual fund investors. *The Journal of Financial Research*, 20(2), 145-158.
- GORIAEV, A., NIJMAN, T. E. et WERKER, B. J. M. (2005). Yet another Look at Mutual Fund Tournaments. *Journal of Empirical Finance*, 12(1), 127-137.
- GRANT, D. (1977). Portfolio performance and the "cost" of timing decisions. *Journal of Finance*, 32(3), 837-846.

- GRIFFIN, J. M., JI, X. et MARTIN, J. S. (2003). Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole. *The Journal of Finance*, 58(6), 2515-2547.
- GRINBLATT, M. et TITMAN, S. (1989). Adverse risk incentives and the design of performance-based contracts. *Management Science*, 35(7), 807-822.
- GRINBLATT, M. et TITMAN, S. (1992). The Persistence of Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 47(5), 1977-1984.
- GRINBLATT, M., TITMAN, S. et WERMERS, R. (1995). Momentum Investing Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior. *American Economic Review*, 85(5), 1088-1105.
- GRUBER, M. J. (1996). Another puzzle : The growth in actively managed mutual funds. *Journal of Finance*, 51(3), 783-810.
- HANSEN, L. P. et JAGANNATHAN, R. (1991). Implications of security market data for models of dynamic economies. *Journal of Political Economy*, 99(2), 225-262.
- HARDY, R. S. (2003). Style Analysis : A ten-Year Retrospective and Commentary. In: COGGIN, T.D., FABOZZY, F.J. (Eds.), *The Handbook of Equity Style Management*. n.p.: John Wiley and Sons, pp. 109-128.
- HENDRICKS, D., PATEL, J. et ZECKHAUSER, R. (1993). Hot Hands in Mutual Funds: The Persistence of Performance. *Journal of Finance*, 48(1), 93-130.
- HVIDE, H. K. (2002). Tournament Rewards and Risk Taking. *Journal of Labor Economics*, 20(4), 877-898.
- IPPOLITO, R. A. (1989). Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance 1965- 1984. *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 1-23.
- IPPOLITO, R. A. (1992). Consumer Reaction to Measures of Poor Quality : Evidence from the Mutual Fund Industry. *Journal of Law and Economics*, 35(1), 45-70.
- JAGANNATHAN, R. et WANG, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *The Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- JEGADEESH, N. et TITMAN, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- JEGADEESH, N. et TITMAN, S. (2001). Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. *The Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- JENSEN, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
- JENSEN, M. C. (1972) Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance. *Mathematical Methods in Finance*.

- JENSEN, M. C. et MECKLING, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3(4), 305-360.
- KACPERCZYK, M., SIALM, C. et ZHENG, L. (2008). Unobserved actions of mutual funds, *Review of Financial Studies*, 21(1), 2379-2416.
- KAROUI, A. et MEIER, I. (2015). Fund performance and subsequent risk : a study of mutual fund tournaments using holdings-based measures. *Financial Markets and portfolio management*, 29, 1-20.
- KEMPF, A. et RUENZI, S. (2008). Tournaments in Mutual Fund Families. *Review of Financial Studies*, 21(2), 1013-1036.
- KEMPF, A., RUENZI, S. et THIELE, T. (2009). Employment Risk, Compensation Incentives, and Managerial Risk Taking: Evidence from the Mutual Fund Industry, *Journal of Financial Economics*, 92(1), 92-108.
- KHORANA, A. (1996). Top Management Turnover: An Empirical Investigation of Mutual Fund Managers. *Journal of Financial Economics*, 40(3), 403-427.
- KIM, M., SHUKIA, R. et TOMAS, M. (2000). Mutualfund objective misclassification. *Journal of Economics and Business*, 52(4), 309-323.
- KRITZMAN, M. (1987). Incentives fees : Some problems and some solutions. *Financial Analysts Journal*, 43(1), 21-26.
- KOSKI, J. L. et PONTIFF, J. (1999). How Are Derivatives Used? Evidence from the Mutual Fund Industry. *Journal of Finance*, 14(2), 791-816.
- LAKONISHOK, J., SHLEIFER, A., THALER, R. et VISHNY, R. (1991). Window Dressing by Pension Fund Managers. *American Economic Review*, 81(2), 227-231.
- LAMBERT R. A. (2001). Contracting Theory and Accounting. *JAE Rochester Conference*
- LAZEAR, E. P. et ROSEN, S. (1981). Rank-Order Tournaments as Optimum Labour Contracts. *Journal of Political Economy*, 89(5), 841-864.
- LIBERMAN, D. L. (1996). Return-Based Style Analysis : Are Quarterly Returns As Meaningful ? *Journal of Investing*, 5(3), 51-55.
- LINTNER, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and statistics*, 47(1), 13-37.
- MCDONALD, J. (1974). Objectives and performance of mutual funds, 1960-1969. *Journal of Financial and Quantitative*, 9(3), 311-333.
- MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.

- NALEBUFF, B. et STIGLITZ, J. (1983). Prizes and incentives : Towards a general theory of compensation and competition. *Bell Journal of Economics*, 14(1), 21-43.
- NIEKEN, P. et SLIWKA, D. (2008). Risk-taking tournaments – Theory and experimental evidence. *Journal of Economic psychology*, 31(3), 254-268.
- NOVY-MARX, R. (2013). The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28.
- OZBEKLIK, S. et SMITH, J. K. (2017). Risk taking in competition : Evidence from match play golf tournaments. *Journal of Corporate Finance*, 44, 506-523.
- PALOMINO, F. (2005). Relative performance objectives in financial markets. *Journal of Financial Intermediation*, 14(3), 351-375.
- QIU, J. (2003). Termination Risk, Multiple Managers and Mutual Fund Tournaments. *Review of Finance*, 7(2), 161-190.
- REKENTHALER, J., GAMBERA, M. et CHARLSON, J. (2006). Estimating portfolio style in U.S. equity funds. *Journal of Investing*, 15(3), 25-33.
- ROUWENHORST, K. G. (1998). International Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, 53(1), 267-284.
- SCHOLES, M. et WILLIAMS, J. (1977). Estimating Batas from non-Synchronous Data. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 309-327.
- SHARPE, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- SHARPE, W. F. (1992). Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement. *Journal of Portfolio Management*, 18(2), 7-19.
- SIRRI, E. R. et TUFANO, P. (1998). Costly Search and Mutual Fund Flows. *Journal of Finance*, 13(5), 1589-1622.
- STARKS, L. (1987). Performance incentive fees : An agency theoretic approach. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 17-32.
- TAYLOR, J. (2003). Risk-Taking Behavior in Mutual Fund Tournaments. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 50(3), 373-383.
- TITMAN, S., WEI, K. C. J. et XIE, F. (2004). Capital Investment and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677-700.

ANNEXE A

STATISTIQUES SOMMAIRES PAR ANNÉE

Tableau 33

Statistiques sommaires des fonds de l'échantillon par année

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives (en %) des quatre types de fonds communs de placement étudiés pour l'ensemble de la période testée, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les statistiques présentées sont plus précisément la moyenne moyenne, la médiane moyenne et l'écart-type moyen des rendements quotidiens de chaque type de fonds par année, de même que le minimum, le maximum et le rendement cumulé moyen de chacun d'entre eux. La section A montre les FCP-SCAP, la section B montre les FCP-LCAP, la section C montre les FCP-VAL et la section D montre les FCP-GRO.

Section A. FCP - SCAP							
Période	n	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
Total	5602	0,040	0,082	-23,549	36,409	1,349	9,954
2016	512	0,072	0,115	-9,954	10,203	1,123	18,166
2015	485	-0,014	0,020	-6,100	5,564	1,027	-3,480
2014	476	0,016	0,117	-10,497	11,353	0,990	3,962
2013	432	0,137	0,178	-6,684	19,135	0,899	33,718
2012	409	0,060	0,000	-5,405	4,565	1,058	14,971
2011	385	0,002	0,151	-23,549	36,409	1,965	0,614
2010	381	0,102	0,135	-7,412	7,321	1,438	25,759
2009	387	0,134	0,156	-12,060	14,137	2,055	33,756
2008	315	-0,163	-0,084	-16,317	13,546	2,615	-40,282
2007	283	0,010	0,126	-5,273	6,432	1,174	2,562
2006	230	0,054	0,079	-4,556	5,161	1,014	13,482
2005	220	0,027	0,081	-4,158	4,878	0,923	6,800
2004	221	0,059	0,113	-6,346	4,574	1,045	14,759
2003	209	0,151	0,200	-10,228	5,912	1,122	37,988
2002	201	-0,084	-0,112	-10,073	12,715	1,495	-21,135
2001	173	0,016	0,023	-10,596	9,730	1,482	3,849
2000	151	0,033	0,043	-14,639	14,480	1,835	8,206
1999	132	0,101	0,128	-13,468	11,804	1,018	25,470
Section B. FCP-LCAP							
Période	n	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
Total	8337	0,023	0,042	-29,169	33,752	1,189	5,681
2016	616	0,034	0,044	-22,643	3,914	0,905	8,601
2015	659	0,008	0,007	-12,528	6,280	0,996	2,074
2014	655	0,043	0,094	-4,568	3,840	0,782	10,891
2013	649	0,119	0,146	-5,421	5,142	0,740	29,091
2012	631	0,059	0,026	-4,951	4,996	0,853	14,737
2011	632	0,004	0,102	-29,169	33,752	1,529	1,127
2010	627	0,058	0,001	-0,078	8,723	1,167	14,589
2009	578	0,116	0,175	-10,624	14,346	1,699	29,066
2008	420	-0,163	-0,037	-13,171	15,390	2,523	-41,001
2007	343	0,036	0,103	-6,465	6,521	1,020	9,003
2006	323	0,045	0,047	-3,038	4,570	0,697	11,323
2005	334	0,023	0,062	-3,924	5,263	0,671	5,747
2004	366	0,033	0,061	-4,045	3,764	0,741	8,356
2003	377	0,098	0,098	-5,600	7,324	1,075	24,775
2002	367	-0,100	-0,159	-6,552	12,015	1,623	-25,214
2001	281	-0,066	-0,033	-12,459	22,680	1,484	-16,348
2000	273	-0,029	-0,061	-14,747	19,989	1,684	-7,426
1999	206	0,091	0,087	-8,006	7,596	1,221	22,876

Tableau 33 (suite)

Statistiques sommaires des fonds de l'échantillon par année

Section C. FCP-VAL							
Période	n	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
Total	5229	0,0341	0,0617	-28,6108	33,7516	1,1723	8,4913
2016	394	0,073	0,076	-9,954	10,303	1,016	18,399
2015	398	-0,018	-0,031	-5,047	5,325	0,983	-4,510
2014	398	0,034	0,109	-5,037	6,318	0,780	8,640
2013	369	0,126	0,170	-6,209	6,358	0,789	30,567
2012	340	0,063	0,031	-6,445	4,470	0,908	15,697
2011	346	0,000	0,108	-28,611	33,752	1,671	0,003
2010	303	0,072	0,099	-6,383	7,321	1,272	18,161
2009	334	0,118	0,176	-12,060	15,303	1,982	29,630
2008	299	-0,152	-0,054	-19,026	18,385	2,646	-38,440
2007	256	0,002	0,089	-22,557	5,432	1,063	0,507
2006	237	0,065	0,068	-3,667	4,785	0,723	16,368
2005	223	0,029	0,077	-3,521	2,784	0,723	7,199
2004	219	0,060	0,102	-6,346	3,778	0,750	15,010
2003	215	0,122	0,151	-5,079	6,364	1,010	30,629
2002	221	-0,062	-0,103	-7,105	9,307	1,481	-15,653
2001	219	0,014	0,029	-12,095	11,060	1,139	3,400
2000	246	0,036	0,001	-10,058	8,179	1,245	9,034
1999	212	0,033	0,013	-12,471	20,796	0,919	8,201
Section D. FCP-GRO							
Période	n	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
Total	8426	0,027	0,068	-29,664	36,409	1,379	6,632
2016	701	0,023	0,081	-22,643	7,513	1,025	5,683
2015	726	0,013	0,053	-7,758	6,280	1,038	3,236
2014	703	0,032	0,115	-29,664	8,171	0,960	8,121
2013	667	0,130	0,156	-6,684	19,135	0,838	32,037
2012	635	0,058	0,022	-5,405	6,565	0,984	14,471
2011	600	0,001	0,130	-27,797	36,409	1,749	0,162
2010	595	0,083	0,112	-5,811	7,574	1,291	20,790
2009	624	0,139	0,180	-8,502	11,585	1,758	34,728
2008	469	-0,190	-0,061	-16,317	22,575	2,549	-47,666
2007	421	0,055	0,159	-8,807	8,495	1,124	13,758
2006	360	0,035	0,047	-6,218	6,116	0,944	8,778
2005	349	0,015	0,062	-4,579	5,713	0,853	3,143
2004	370	0,039	0,081	-5,745	6,341	0,998	9,820
2003	197	0,128	0,130	-6,109	8,401	1,216	32,176
2002	235	-0,129	-0,191	-11,178	14,932	1,738	-32,541
2001	267	-0,093	-0,078	-16,592	24,378	1,942	-23,039
2000	286	-0,027	0,006	-16,409	22,959	2,381	-6,753
1999	221	0,169	0,216	-13,468	11,437	1,427	42,480

Tableau 34

Statistiques sommaires des indices de référence par année

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives (en %) des quatre indices de référence utilisés dans notre étude pour l'ensemble de la période testée, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les statistiques présentées sont plus précisément la moyenne, la médiane et l'écart-type des rendements quotidiens, le rendement annuel cumulé ainsi que le minimum et le maximum des rendements journaliers observés. Les indices sont ceux des petites et des grandes capitalisations (SCAP et LCAP) et ceux de valeur et croissance (VAL et GRO).

Année	Style	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
2016	SCAP	0,087	0,124	-3,910	3,594	1,183	22,004
	LCAP	0,054	0,028	-3,933	2,591	0,887	13,620
	VAL	0,115	0,135	-4,700	3,395	1,135	28,870
	GRO	0,038	0,133	-3,560	2,660	1,040	9,515
2015	SCAP	-0,019	-0,001	-3,767	2,996	1,056	-4,797
	LCAP	0,004	-0,024	-4,037	3,797	0,988	1,100
	VAL	-0,031	-0,008	-4,235	2,885	1,038	-7,750
	GRO	0,009	0,030	-3,805	3,265	1,056	2,290
2014	SCAP	0,022	0,159	-3,264	3,012	1,022	5,601
	LCAP	0,049	0,099	-2,394	2,449	0,745	12,442
	VAL	0,034	0,138	-2,700	2,590	0,823	8,475
	GRO	0,041	0,183	-3,050	2,690	0,949	10,315
2013	SCAP	0,146	0,190	-3,888	2,827	0,924	36,846
	LCAP	0,123	0,168	-2,448	2,699	0,732	30,942
	VAL	0,141	0,155	-3,205	2,995	0,887	35,430
	GRO	0,135	0,153	-2,925	2,645	0,803	34,135
2012	SCAP	0,072	-0,029	-3,127	2,838	1,066	17,893
	LCAP	0,069	0,022	-2,550	2,510	0,838	17,312
	VAL	0,094	0,065	-3,490	2,720	1,007	23,380
	GRO	0,060	0,035	-2,975	2,905	0,929	15,095
2011	SCAP	-0,003	0,134	-8,667	6,138	2,019	-0,874
	LCAP	0,011	0,088	-7,096	5,151	1,543	2,661
	VAL	-0,020	0,085	-8,815	6,250	1,897	-5,090
	GRO	0,012	0,183	-7,255	5,595	1,694	2,935
2010	SCAP	0,112	0,155	-5,032	5,520	1,564	28,244
	LCAP	0,065	0,063	-3,994	4,466	1,187	16,260
	VAL	0,075	0,190	-5,155	5,635	1,603	18,895
	GRO	0,087	0,108	-3,995	4,465	1,212	22,030
2009	SCAP	0,144	0,141	-6,602	7,789	2,211	36,216
	LCAP	0,113	0,214	-5,721	7,383	1,818	28,528
	VAL	0,128	0,100	-8,830	10,500	2,718	32,170
	GRO	0,131	0,150	-4,930	6,470	1,689	33,055
2008	SCAP	-0,130	-0,072	-10,816	8,611	2,711	-32,776
	LCAP	-0,153	-0,043	-9,287	11,488	2,621	-38,749
	VAL	-0,125	-0,110	-12,600	10,465	3,177	-31,535
	GRO	-0,151	-0,135	-9,080	11,010	2,471	-38,080

Tableau 34 (suite)

Statistiques sommaires des indices de référence par année

Année	Style	Moyenne (%)	Médiane (%)	Minimum (%)	Maximum (%)	Écart-type (%)	Cumul (%)
2007	SCAP	-0,004	0,150	-3,574	3,504	1,155	-0,881
	LCAP	0,026	0,092	-3,400	2,906	0,987	6,527
	VAL	-0,018	0,090	-3,455	3,330	1,065	-4,490
	GRO	0,040	0,145	-3,485	3,015	1,030	10,105
2006	SCAP	0,070	0,066	-2,951	3,567	1,017	17,661
	LCAP	0,062	0,081	-1,809	2,272	0,637	15,576
	VAL	0,089	0,080	-2,185	2,960	0,757	22,400
	GRO	0,042	0,045	-2,390	2,915	0,843	10,470
2005	SCAP	0,027	0,076	-2,621	2,192	0,935	6,701
	LCAP	0,027	0,083	-1,630	1,901	0,643	6,851
	VAL	0,043	0,113	-2,165	1,985	0,751	10,730
	GRO	0,012	0,108	-1,920	2,270	0,792	3,090
2004	SCAP	0,075	0,117	-2,564	2,431	1,054	18,864
	LCAP	0,000	0,068	-1,550	1,683	0,716	11,831
	VAL	0,076	0,100	-2,270	2,175	0,880	19,090
	GRO	0,049	0,083	-2,300	2,240	0,907	12,295
2003	SCAP	0,180	0,207	-2,701	2,793	1,114	45,243
	LCAP	0,113	0,157	-3,494	3,617	1,083	28,359
	VAL	0,153	0,165	-2,875	3,340	1,099	38,620
	GRO	0,140	0,208	-3,055	3,590	1,131	35,360
2002	SCAP	-0,062	-0,068	-3,950	4,587	1,467	-15,579
	LCAP	-0,085	-0,152	-4,042	5,610	1,643	-21,344
	VAL	-0,079	-0,100	-4,500	4,960	1,499	-19,885
	GRO	-0,114	-0,168	-3,945	5,100	1,670	-28,640
2001	SCAP	0,060	0,026	-5,241	3,843	1,283	14,822
	LCAP	-0,033	-0,042	-5,206	4,511	1,328	-8,190
	VAL	0,052	0,070	-5,925	3,890	1,091	12,975
	GRO	-0,016	0,005	-5,125	6,080	1,583	-3,970
2000	SCAP	0,016	0,053	-7,348	5,877	1,599	4,054
	LCAP	-0,002	-0,078	-6,223	5,013	1,405	-0,543
	VAL	0,081	0,073	-6,010	3,490	1,061	20,420
	GRO	-0,066	0,013	-8,080	5,885	1,868	-16,565
1999	SCAP	0,100	0,160	-2,097	2,281	0,782	25,141
	LCAP	0,075	0,074	-2,701	3,343	1,050	19,007
	VAL	0,023	0,080	-1,865	1,700	0,671	5,890
	GRO	0,131	0,178	-3,610	2,965	1,076	33,055

ANNEXE B

STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLÈTES DESTINÉES À L'ANALYSE DE L'ÉCART DE RENDEMENTS DES INDICES DE RÉFÉRENCE

Tableau 35

Statistiques descriptives des facteurs SMB et HML en mi-année

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives (en %) des facteurs SMB et HML ainsi que de la prime de marché après le premier semestre pour chacune des années à étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les statistiques présentées sont plus précisément la moyenne et l'écart-type des rendements quotidiens ainsi que l'écart cumulé SMB et HML. Les données brutes sont tirées du site internet de Kenneth French³².

	Moyenne			Écart-Type			Écart cumulé		
	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)
2016	0,032	-0,004	0,024	1,060	0,547	0,612	4,030	-0,440	2,980
2015	0,024	0,018	-0,048	0,764	0,413	0,409	2,460	3,020	-5,990
2014	0,056	-0,023	0,018	0,726	0,512	0,397	6,300	-3,250	2,620
2013	0,119	0,023	0,029	0,792	0,392	0,321	14,140	2,180	3,770
2012	0,075	0,005	-0,006	0,889	0,451	0,397	9,360	0,640	-0,710
2011	0,042	0,009	-0,035	0,838	0,514	0,332	6,160	1,240	-4,550
2010	-0,040	0,049	0,013	1,317	0,577	0,675	-4,900	6,130	1,600
2009	0,060	0,033	-0,086	2,198	0,860	1,642	7,490	4,140	-10,620
2008	-0,096	0,026	-0,018	1,311	0,507	0,430	-12,010	3,230	-2,210
2007	0,041	0,006	-0,022	0,713	0,358	0,190	5,040	0,780	-2,680
2006	0,010	0,036	0,060	0,734	0,509	0,212	1,200	4,560	7,520
2005	-0,009	-0,008	0,053	0,690	0,431	0,280	-1,120	-1,060	6,580
2004	0,030	0,031	0,007	0,753	0,531	0,284	3,720	3,890	0,860
2003	0,103	0,057	-0,027	1,257	0,496	0,362	12,710	7,120	-3,290
2002	-0,105	0,097	0,102	1,134	0,528	0,576	-13,070	12,040	12,670
2001	-0,056	0,158	0,095	1,536	0,625	1,117	-7,030	19,800	11,870
2000	-0,018	0,054	-0,006	1,694	1,288	1,076	-2,230	6,840	-0,740
1999	0,081	-0,003	-0,037	1,168	0,680	0,791	10,030	-0,410	-4,550

³² R. FRENCH, Kenneth, 2014, « U.S. Research Returns Data », *Data Library*,
<http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#HistBenchmarks>.

Tableau 36

Statistiques descriptives des facteurs SMB et HML en fin d'année

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives (en %) des facteurs SMB et HML ainsi que de la prime de marché après l'année entière pour chacune des années à étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. Les statistiques présentées sont plus précisément la moyenne et l'écart-type des rendements quotidiens ainsi que l'écart cumulé SMB et HML. le rendement annuel cumulé ainsi que le minimum et le maximum des rendements journaliers observés. Les données brutes sont tirées du site internet de Kenneth French³³.

	Moyenne			Écart-Type			Écart cumulé		
	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)	Mkt-Rf (%)	SMB (%)	HML (%)
2016	0,053	0,033	0,077	0,861	0,548	0,577	13,350	6,040	-27,160
2015	0,005	-0,023	-0,040	0,969	0,480	0,517	1,290	4,570	36,990
2014	0,047	-0,027	-0,007	0,751	0,541	0,388	11,790	23,010	16,910
2013	0,122	0,023	0,005	0,715	0,394	0,310	30,790	5,800	8,710
2012	0,064	0,003	0,033	0,829	0,429	0,397	15,910	16,840	3,210
2011	0,013	-0,014	-0,032	1,526	0,658	0,534	3,380	7,080	6,820
2010	0,070	0,047	-0,012	1,165	0,585	0,557	17,630	-0,260	7,610
2009	0,113	0,030	-0,004	1,720	0,729	1,288	28,510	2,090	11,860
2008	-0,155	0,024	0,026	2,519	0,926	1,309	-39,160	-7,380	-14,490
2007	0,009	-0,029	-0,058	0,993	0,417	0,291	2,280	5,990	6,580
2006	0,041	0,008	0,047	0,670	0,505	0,235	10,220	7,610	-0,890
2005	0,014	-0,001	0,030	0,663	0,435	0,249	3,450	11,940	-3,100
2004	0,043	0,028	0,027	0,720	0,494	0,345	10,750	-3,510	-8,020
2003	0,111	0,067	0,013	1,050	0,530	0,314	27,920	0,630	8,320
2002	-0,088	0,023	0,035	1,590	0,673	0,562	-22,250	5,870	1,360
2001	-0,053	0,093	0,068	1,406	0,608	0,894	-13,160	-6,820	-1,820
2000	-0,061	0,018	0,147	1,555	0,996	1,115	-15,360	-5,870	-10,060
1999	0,078	0,024	-0,108	1,100	0,690	0,689	19,780	8,320	19,340

³³ R. FRENCH, Kenneth, 2014, « U.S. Research Returns Data », *Data Library*,
http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#HistBenchmarks.

ANNEXE C

TABLES DE CONTINGENCE PAR SOUS-PÉRIODES D'ANNÉES

Tableau 37

Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque total (réalisé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tableaux de contingence avec la variation du risque total (réalisé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles. La conclusion «T» signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, tandis que «R» signifie que les résultats semblent valider les hypothèses de l'effet tournoi rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque total (réalisé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016	R***	R***		R***
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016	R***	R***	R***	R***
2009-2013		T***	T***	R***
2004-2008		T***	T**	R***
1999-2003	R***	R***	R***	
Section C. Période annuelle				
2016	R***	R***	T*	R***
2015	R***	R***	T***	T***
2014	R***	R***	R***	R***
2013		T***		R***
2012	T***	T***		R***
2011		T***	T***	R***
2010		T**	R**	
2009			T***	T***
2008		T***	T***	R***
2007	T***		T***	T**
2006	T***	T***		R***
2005	R*	R**		R***
2004		T**		
2003	R***		R*	R***
2002	R***	R***	T*	R***
2001	R***	R***	R***	R**
2000	T***	R***	R***	T**
1999	T**	T***	T*	T***

Tableau 38

**Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique
(réalisé) par style et par sous-période**

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tableaux de contingence avec la variation du risque systématique (réalisé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles. La conclusion «T» signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, tandis que «R» signifie que les résultats semblent valider les hypothèses de l'effet tournoi rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique (réalisé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016	R***	R***	R***	R***
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016	R***	R***	R***	
2009-2013	T***	T***	R**	R***
2004-2008		T***		
1999-2003	R***	R***	R***	R*
Section C. Période annuelle				
2016	R***	R***	R***	T***
2015		R***	T**	T***
2014	R***	R***	R***	R***
2013	R**	T***		R***
2012	T***			
2011	T***	T*	T**	T***
2010		T*	R***	R*
2009				T***
2008				R*
2007	T***	T**	T**	T***
2006	T***	T***		
2005		R***		T*
2004	R*	T*	R***	R***
2003	R***		R***	R***
2002	R***	R***	R***	R***
2001	R***	R***	R***	R***
2000		R***		T***
1999	T***	T***	T***	T**

Tableau 39

Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique
(anticipé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tableaux de contingence avec la variation du risque systématique (anticipé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions par style de fonds pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions par style de fonds pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles par style de fonds. La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, tandis que « R » signifie que les résultats semblent valider les hypothèses de l'effet tournoi rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique (anticipé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016		R***	R***	R***
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016	R***	R***	R***	
2009-2013		T***	R***	R***
2004-2008	T***	T***		
1999-2003	R***	R***	R***	R*
Section C. Période annuelle				
2016			R***	T***
2015	R**	R***	T***	T***
2014		R***	R***	R***
2013	R***	T***		R***
2012	T***	T***		
2011	R**	T***	R***	T***
2010			R***	R***
2009	T*		T**	
2008			T**	R*
2007	T***	T***	T***	T***
2006	T***	T***		
2005	T***			T*
2004			R***	R***
2003	R*			R***
2002		R***	R***	R***
2001	R***	R***	R***	R***
2000		R***	T**	T***
1999				T**

Tableau 40

Résultats sommaires des tables de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tableaux de contingence avec la variation du risque systématique global (anticipé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions par style de fonds pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions par style de fonds pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles par style de fonds. La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, tandis que « R » signifie que les résultats semblent valider les hypothèses de l'effet tournoi rationnel. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique global (anticipé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016	T***		T***	
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016	T***	R***	T***	
2009-2013	T***		T***	R***
2004-2008	R*	T*	T***	T***
1999-2003	T***	T*		T***
Section C. Période annuelle				
2016			T***	
2015	T***	R***		
2014		R***		
2013				R*
2012		R**	T***	
2011	R***			R***
2010		R***	T***	
2009	T***	T***	T***	
2008		T***	T***	T***
2007		T***	T***	T***
2006		R***	T**	
2005		R**		R*
2004	R***			
2003				T**
2002				
2001	T***	T***		
2000	T***		T***	T***
1999	T***	T**		

ANNEXE D

TESTS DE FRIEDMAN (1920) PAR SOUS-PÉRIODES D'ANNÉES

Tableau 41

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé)
par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque total (réalisé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles. La conclusion «T» signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, donc que les gestionnaires perdants (gagnants) augmentent (diminuent) plus leur risque systématique réalisé au cours du deuxième semestre d'une année que les gestionnaires gagnants (perdants). Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque total (réalisé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016				
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016				
2009-2013		T***	T***	
2004-2008		T***		
1999-2003				
Section C. Période annuelle				
2016				
2015			T**	T***
2014				
2013		T***	T**	
2012	T***	T***		
2011		T***	T***	
2010				
2009			T***	T***
2008		T***	T***	
2007	T***		T***	
2006	T***	T***		
2005				
2004				
2003				
2002			T**	
2001				
2000	T***			T**
1999	T***	T***	T***	T***

Tableau 42

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (réalisé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles. La conclusion «T» signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, donc que les gestionnaires perdants (gagnants) augmentent (diminuent) plus leur risque systématique réalisé au cours du deuxième semestre d'une année que les gestionnaires gagnants (perdants). Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique (réalisé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016				
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016				
2009-2013	T***	T***		
2004-2008	T*	T***		
1999-2003				
Section C. Période annuelle				
2016				T***
2015			T***	T***
2014				
2013		T***		
2012	T***			
2011	T***	T***	T***	T***
2010				
2009			T**	T***
2008				
2007	T***	T***	T***	T***
2006	T**	T***		
2005				T**
2004		T**		
2003				
2002				
2001				
2000				T***
1999	T**	T***	T***	T***

Tableau 43

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (anticipé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique (anticipé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions par style de fonds pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions par style de fonds pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles par style de fonds. La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, donc que les gestionnaires perdants (gagnants) augmentent (diminuent) plus leur risque systématique anticipé au cours du deuxième semestre d'une année que les gestionnaires gagnants (perdants). Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique (anticipé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016				
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016				
2009-2013		T***		
2004-2008	T***	T***		
1999-2003				
Section C. Période annuelle				
2016				T***
2015			T***	T***
2014				
2013		T***		
2012	T**	T***	T*	
2011		T***		T***
2010				
2009	T**		T***	
2008			T**	
2007	T***	T***	T***	T***
2006	T**	T***		
2005	T**			T**
2004				
2003				
2002				
2001				
2000			T***	T***
1999				T***

Tableau 44

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé) par style et par sous-période

Le tableau ci-dessous présente les résultats sommaires des tests de Friedman (1920) avec la variation du risque systématique global (anticipé) en fonction de diverses périodes et sous-périodes d'années, et ce, pour chacun des quatre styles de fonds. La section A présente les conclusions par style de fonds pour l'ensemble de la période à l'étude, c'est-à-dire de 1999 à 2016. La section B présente les conclusions par style de fonds pour quatre sous-périodes de 5 ans, ou plutôt 3 ans pour la sous-période la plus récente. La section C, quant à elle, présente les conclusions annuelles par style de fonds. La conclusion « T » signifie que les résultats concordent avec les hypothèses de l'effet tournoi traditionnel, donc que les gestionnaires perdants (gagnants) augmentent (diminuent) plus leur risque systématique global anticipé au cours du deuxième semestre d'une année que les gestionnaires gagnants (perdants). Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Période	Variation du risque systématique global (anticipé)			
	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A. Période globale				
1999-2016	T**		T***	T*
Section B. Quatre sous-périodes				
2014-2016	T***		T*	
2009-2013	T*		T***	
2004-2008			T**	T**
1999-2003	T***	T**	T**	T*
Section C. Période annuelle				
2016			T***	
2015	T***			
2014				
2013				
2012	T*		T**	
2011				
2010			T**	
2009	T***	T***	T***	
2008		T***	T***	T***
2007		T***	T***	T***
2006			T*	
2005				
2004				
2003				T*
2002				
2001	T***	T***	T**	
2000	T***		T***	T***
1999	T***	T**		

ANNEXE E

TABLES DE CONTINGENCE PAR STYLE EN CONTEXTE DIVERGENT

Tableau 45

Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par style de fonds distincts, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe la prime de marché $R_m - R_f$, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/T » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et l'effet tournoi, tandis que « R » signifie que les résultats exposent un comportement rationnel contraire à cette stratégie. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A : Variation du risque systématique global				
Variation du risque systématique global (anticipé)	M/T**	M/T*	M/T***	
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		M/T*	M/T***	
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)				
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	M/T**	M/T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.		M/T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	-		M/T***
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	-	M/T***	

Tableau 46

Résultats sommaires des tables de contingence par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tables de contingence par style de fonds distincts, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) (anticipé) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce contexte de marché bien précis, peu importe la prime de marché $R_m - R_f$, et une deuxième fois pour présenter celles où le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/R » signifie que les résultats appuient la présence d'une stratégie momentum, ce qui ne concorde pas avec un effet tournoi « T », mais bien avec un comportement rationnel cette fois-ci. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A : Variation du risque systématique global				
Variation du risque systématique global (anticipé)		M/R***	T***	
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		M/R***	T***	
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)				
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)		T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.		T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	-	M/R**	
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	-	M/R***	

ANNEXE F

TESTS DE FRIEDMAN (1920) PAR STYLE EN CONTEXTE DIVERGENT

Tableau 47

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tests de Friedman (1920) par style de fonds distincts, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP-SCAP (VAL), peu importe si la prime de marché $R_m - R_f$ est favorable ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/T » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et l'effet tournoi du même coup. Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A : Variation du risque systématique global				
Variation du risque systématique global (anticipé)			M/T***	
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.			M/T***	
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)				
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)	M/T**	M/T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.		M/T***	-	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	-		M/T***
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	-	M/T***	

Tableau 48

Résultats sommaires des tests de Friedman (1920) par style de fonds pour tester l'hypothèse de la stratégie momentum en contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO)

Le tableau ci-dessous présente les conclusions des tests de Friedman (1920) par style de fonds distincts, et ce, spécifiquement dans un contexte de marché divergent favorable aux FCP-LCAP (GRO). Les mesures utilisées sont la variation du risque systématique global (anticipé) ainsi que la variation de l'exposition au facteur de risque SMB (HML) pour permettre une analyse plus fine de la stratégie momentum et de son rapport avec l'effet tournoi. Chaque mesure se retrouve deux fois dans le tableau, une première fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans le contexte de marché divergent favorable aux FCP-GCAP (GRO), peu importe si la prime de marché $R_m - R_f$ est favorable ou non durant ces années, et une deuxième fois pour présenter les conclusions relatives à l'ensemble des années incluses dans ce même classement, mais en ne gardant que les années dont le marché est favorable « M.F. » (voir tableaux 4 et 5 pour le classement des années en question selon le groupe de fonds). La conclusion « M/R » signifie que les résultats concordent avec la stratégie momentum et un comportement rationnel, mais contredisent l'effet tournoi « T ». Le seuil de significativité est représenté à l'aide des astérisques, soit *** pour un seuil de 1%, ** pour 5% et * pour 10%.

Mesures de risque	SCAP	LCAP	VAL	GRO
Section A : Variation du risque systématique global				
Variation du risque systématique global (anticipé)		M/R	T***	T**
Variation du risque systématique global (anticipé) M.F.		M/R	T***	
Section B : Variation de l'exposition au facteur SMB (HML)				
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé)			-	-
Variation de l'exposition au facteur SMB (anticipé) M.F.			-	-
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé)	-	-	M/R	M/R
Variation de l'exposition au facteur HML (anticipé) M.F.	-	-	M/R	M/R